N° 11F0019M au catalogue — N° 357
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-21778-9

Document de recherche

Direction des études analytiques : documents de recherche

Satisfaction à l'égard de la vie et revenu dans les voisinages urbains au Canada

par Feng Hou

Division de l'analyse sociale
Ottawa, Ontario

Février 2014

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

• Service de renseignements statistiques	1-800-263-1136
• Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
• Télécopieur	1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

• Service de renseignements	1-800-635-7943
• Télécopieur	1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit

Le produit n° 11F0019M au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2014

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada (http://www.statcan.gc.ca/reference/licence-fra.htm).

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, ses entreprises, ses administrations et les autres établissements. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0[s]	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
[p]	provisoire
[r]	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
[E]	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Satisfaction à l'égard de la vie et revenu dans les voisinages urbains au Canada

par

Feng Hou, Statistique Canada

11F0019M No 357
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-21778-9

Février 2014

Études analytiques
Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. On peut accéder gratuitement à ces documents à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24e étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Remerciements

L'auteur aimerait remercier Aneta Bonikowska, Kristyn Frank, Haifang Huang, Grant Schellenberg et Christopher Schimmele pour leurs conseils et leurs commentaires concernant les diverses questions liées aux stratégies d'estimation et à l'interprétation des résultats. Toutes les erreurs qui subsistent sont imputables à l'auteur.

Table des matières

Résumé **5**

Sommaire **6**

1 Introduction **8**

2 Revenu de la localité et bien-être subjectif **9**

3 Données, mesures et méthodes d'analyse **12**

3.1 Données 12

3.2 Mesures 14

3.3 Méthodes 18

4 Résultats **20**

4.1 Répartition de la satisfaction à l'égard de la vie et du revenu entre les régions géographiques 20

4.2 Effets du revenu de la localité pour les trois échelons géographiques 24

5 Conclusion et discussion **33**

Bibliographie **36**

Résumé

La présente étude porte sur l'examen des retombées positives et les externalités négatives de la consommation possibles du revenu moyen dans une région géographique (revenu de la localité) sur la satisfaction à l'égard de la vie des personnes, tout en mettant l'accent sur deux questions. En premier lieu, il s'agit de déterminer si l'effet du revenu de la localité sur la satisfaction à l'égard de la vie est sensible à l'échelle des unités géographiques. La deuxième question a trait à la façon dont le choix des variables de contrôle influence l'effet estimé du revenu de la localité. L'analyse des 142 780 répondants d'enquête vivant dans les 31 000 voisinages immédiats, 5 000 collectivités locales et 430 municipalités laisse supposer que les retombées positives du revenu de la localité sont plus importantes dans les voisinages immédiats et les collectivités locales qu'à l'échelon municipal. L'association positive entre le revenu de la localité et la satisfaction à l'égard de la vie est attribuable, dans une large mesure, à la concentration géographique sélective des personnes selon le revenu, l'état matrimonial et la propriété du logement. Même si l'analyse n'exclut pas l'existence d'externalités négatives de la consommation, leur effet, le cas échéant, n'annule pas les retombées positives.

Mots-clés : Bien-être subjectif, satisfaction à l'égard de la vie, revenu relatif, voisinage, collectivité.

Sommaire

Un domaine émergent de la recherche sur le bien-être subjectif (BES) est axé sur les différences dans les niveaux de BES entre les pays et entre les régions géographiques d'un pays. La prise en compte des différences géographiques permettrait d'élargir nos connaissances concernant les déterminants du BES et d'aller au-delà des facteurs « internes » que représentent les traits de personnalité et les caractéristiques sociodémographiques des personnes pour englober les « facteurs externes » intégrés dans les environnements des personnes. Une question comporte des répercussions théoriques et stratégiques importantes, à savoir si le revenu des autres habitants de la même région géographique est associé au BES des personnes. L'association pourrait être positive si les personnes profitaient des ressources, de l'aménagement et du capital social améliorés des régions à revenu élevé. L'association pourrait aussi être négative si les personnes tentaient de reproduire le style de vie de leurs voisins plus fortunés. Des études empiriques connexes n'ont pas permis jusqu'à maintenant d'arriver à un consensus sur cette question.

La présente étude tente de résoudre la question de deux façons importantes. En premier lieu, elle examine si l'effet sur le BES du revenu moyen dans une région géographique (revenu de la localité) est sensible à l'échelle des unités géographiques. Grâce à un très vaste échantillon de répondants se trouvant dans trois échelons de régions géographiques organisés de manière hiérarchique, la présente étude fournit des estimations fiables de l'association entre le BES et le revenu moyen dans les voisinages immédiats (définis comme les « aires de diffusion du recensement »), les collectivités locales (« secteurs de recensement ») et les municipalités (« subdivisions de recensement »). En deuxième lieu, la présente étude vise à déterminer comment le choix des variables de contrôle influence l'effet estimé du revenu de la localité. En tenant compte de façon séquentielle des effets des caractéristiques démographiques et socioéconomiques individuelles, de l'état de santé général autoévalué et des attributs à l'échelon de la région, il est possible d'examiner les mécanismes probables grâce auxquels le revenu de la localité est lié au BES des personnes.

La présente étude repose sur des données d'enquête représentatives à l'échelon national provenant de deux sources : 1) l'Enquête sociale générale (ESG) de 2008 à 2011; et 2) l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2009 à 2011. Ces enquêtes fournissent la mesure de la satisfaction à l'égard de la vie et d'autres variables au niveau de la personne. Le fichier de microdonnées d'un échantillon de 20 % du Recensement de 2006 permet de calculer le revenu de la localité et d'autres attributs à l'échelon régional. Les données à l'échelon régional sont fusionnées avec celles au niveau de la personne au moyen d'identificateurs géographiques communs. L'échantillon à l'étude comprend 142 780 répondants vivant dans 31 024 voisinages immédiats, 5 002 collectivités locales et 430 municipalités.

Dans le cadre de l'étude, on a déterminé que l'association entre la satisfaction à l'égard de la vie et le revenu moyen des autres personnes vivant dans la même région géographique est sensible à l'échelle des unités géographiques, aux attributs à l'échelon de la région associés au revenu et à l'inclusion de l'état de santé autodéclaré comme variable de contrôle. Lorsque les effets fixes des unités géographiques de plus haut niveau (comme approximation des attributs non mesurés à l'échelon de la région) et de l'état de santé autodéclaré ne sont pas contrôlés, les revenus du voisinage et de la collectivité comportent une association positive et significative avec la satisfaction à l'égard de la vie, même lorsque l'on tient compte des différences géographiques dans les caractéristiques démographiques et socioéconomiques des personnes, tandis que le revenu de la municipalité est associé de façon négative et significative avec la satisfaction à l'égard de la vie. Lorsque les effets fixes des unités géographiques sont contrôlés, l'association positive entre le revenu du voisinage et de la collectivité et la satisfaction à l'égard de la vie se maintient, mais l'effet négatif du revenu de la municipalité disparaît. Lorsque l'on

contrôle aussi l'état de santé autodéclaré, aucun des effets des revenus du voisinage, de la collectivité et de la municipalité n'est significatif.

Ces résultats laissent supposer que le revenu de la localité n'a pas d'effet négatif net sur la satisfaction à l'égard de la vie. Son effet net est plus susceptible d'être positif parce que le contrôle de l'état de santé autodéclaré peut entraîner une surcorrection de l'association entre le revenu de la localité et la satisfaction à l'égard de la vie. Ces résultats ne devraient pas donner à penser que les personnes ne font pas de comparaisons sociales avec leurs voisins. Toutefois, il est clair que s'il existe des externalités négatives de la consommation du revenu des voisins, leur effet n'est pas suffisamment important pour annuler les retombées associées à la présence de voisins ayant un revenu élevé.

1 Introduction

Un domaine émergent de la recherche sur le bien-être subjectif (BES) est axé sur les différences dans les niveaux de BES entre les pays et entre les régions géographiques d'un pays (Brereton et autres, 2008; Di Tella et autres, 2003; Luttmer, 2005; Shields et autres, 2009). La prise en compte des différences géographiques permettrait d'élargir nos connaissances concernant les déterminants du BES et d'aller au-delà des facteurs « internes » que représentent les traits de personnalité et les caractéristiques sociodémographiques des personnes pour englober les « facteurs externes » intégrés dans les environnements des personnes. Cette prise en compte nous aiderait en outre à examiner si les effets de certains facteurs « internes » sur le BES sont conditionnés par des environnements externes (Clark, 2003). La recherche selon la dimension géographique permettrait de déterminer si les initiatives stratégiques visant à accroître le BES de la population devraient être axées uniquement sur l'amélioration de la situation socioéconomique des personnes ou devraient aussi tenir compte des facteurs communautaires et sociétaux.

Une question comporte des répercussions théoriques et stratégiques importantes dans la recherche sur le BES, à savoir si le revenu des autres habitants de la même région géographique est associé au BES des personnes. L'association pourrait être positive si les personnes profitaient des ressources, de l'aménagement et du capital social améliorés des régions à revenu élevé. L'association pourrait aussi être négative si les personnes avaient tendance à imiter le style de vie de leurs voisins plus fortunés, c'est-à-dire à « faire comme les Côté ». Des études empiriques connexes n'ont pas permis jusqu'à maintenant d'arriver à un consensus sur cette question. La présente étude tente de répondre à la question de deux façons importantes. En premier lieu, elle vise à déterminer si l'effet sur le BES du revenu moyen dans une région géographique (revenu de la localité) est sensible à l'échelle des unités géographiques. Grâce à un très vaste échantillon de répondants d'enquête se trouvant dans trois échelons hiérarchiques de régions géographiques, la présente étude fournit des estimations fiables de l'association entre le BES et le revenu moyen dans les voisinages immédiats (définis comme les « aires de diffusion du recensement »), les collectivités locales (définies comme les « secteurs de recensement ») et les municipalités (définies comme les « subdivisions de recensement »). En deuxième lieu, la présente étude vise à déterminer comment le choix des variables de contrôle influence l'effet estimé du revenu de la localité. En tenant compte de façon séquentielle des effets des caractéristiques démographiques et socioéconomiques individuelles, de l'état de santé général autoévalué et des attributs à l'échelon de la région, il est possible d'examiner les mécanismes probables grâce auxquels le revenu de la localité est lié au BES des personnes.

Les résultats de la présente étude montrent que les retombées positives du revenu de la localité sont plus importantes dans les voisinages immédiats et dans les collectivités locales qu'à l'échelon municipal. Par ailleurs, l'association positive entre le revenu de la localité et le BES est attribuable, dans une large mesure, à la concentration géographique sélective des personnes, selon le revenu, l'état matrimonial et la propriété du logement. Même si les résultats n'excluent pas l'existence d'externalités négatives de la consommation du revenu de la localité, leur effet, le cas échéant, n'annule pas les retombées positives possibles.

La section 2 du document passe en revue les études antérieures portant sur le rapport entre le BES et le revenu de la localité et détermine comment les questions de recherche de la présente étude se situent à l'intérieur des vastes ouvrages publiés. À la section 3, on examine les données et les méthodes d'analyse utilisées dans le cadre de l'étude. La section 4 (« Résultats ») présente des statistiques descriptives et des estimations tirées de modèles multidimensionnels. La section 5 résume les constatations et fait une comparaison entre les résultats de l'analyse et ceux d'études antérieures.

2 Revenu de la localité et bien-être subjectif

Même si bon nombre d'études géographiques du BES portaient sur les répercussions des facteurs externes liés à l'environnement naturel, y compris la pollution de l'air, le bruit et les conditions climatiques, ainsi qu'aux aménagements spatiaux, par exemple, la proximité des installations et des axes de transport (p. ex. Brereton et autres, 2008; van Praag et Baarsma, 2005; Welsch, 2006), certaines études examinaient les effets de l'environnement socioéconomique, et plus particulièrement le revenu moyen à divers échelons géographiques. À l'échelon national, l'observation selon laquelle les principaux pays occidentaux ont connu une croissance importante du revenu réel au cours des 50 dernières années, sans hausse notable des niveaux de bonheur autodéclarés, mène au bien connu « paradoxe de la richesse » (Easterlin 1995). Ce paradoxe est couramment expliqué par l'effet du revenu relatif établi de longue date (ou plus généralement, les préférences interdépendantes en économie et les comparaisons sociales en psychologie) : le BES des personnes comporte une association positive avec leur propre revenu, mais une association négative avec le revenu des autres personnes, l'augmentation de ceux-ci rehaussant les normes ou les aspirations sociales à l'égard d'une consommation plus coûteuse (Easterlin, 2003; Clark et autres, 2008). L'effet négatif du revenu relatif fait partie des constatations courantes dans les études psychologiques et économiques récentes du bonheur (Clark et autres, 2008; Layard, 2006). La thèse du revenu relatif a des répercussions étendues sur les politiques en matière fiscale et de dépenses (Abel, 2005).

Y a-t-il un paradoxe de la richesse « localisé » (Morrison, 2011)? Un rapport négatif entre le revenu relatif et le BES se manifeste-t-il aussi à l'échelon local ou régional? Les recherches sur ces questions abordent des enjeux qui sont au centre de la thèse du revenu relatif : avec qui les personnes se comparent-elles? Ces dernières considèrent-elles que leur groupe de référence est basé sur la région de résidence, le lieu de travail ou le cercle social? Quelle est l'étendue des sphères de comparaison des personnes? Si les personnes se comparent à d'autres de leur région de résidence, on devrait s'attendre à trouver un effet négatif plus important du revenu relatif au fur et à mesure que l'échelle géographique de référence rétrécit, pour passer de l'échelon national à celui régional, puis à l'échelon local, parce que la proximité physique étroite facilite les contacts sociaux et augmente l'exposition directe aux autres (Brereton et autres, 2008; Fowler et Christakis, 2008). Toutefois, les tests empiriques de l'effet du revenu relatif à l'échelon local ou régional ne sont pas simples, parce que de nombreux facteurs confusionnels pourraient biaiser l'estimation. D'une part, les régions à revenu élevé, particulièrement à l'échelon régional, sont souvent associées à certains attributs qui peuvent réduire le niveau de BES, par exemple, la forte densité, le coût élevé du logement et de la vie, la congestion routière et la mauvaise qualité de l'air. Le fait de ne pas contrôler ces facteurs peut donner lieu à une surestimation de l'effet négatif du revenu relatif. D'autre part, la richesse locale peut avoir des retombées positives qui peuvent contrebalancer au moins en partie les effets négatifs du revenu relatif. Les voisinages à revenu élevé disposent généralement de meilleurs aménagements (p. ex. espaces verts, installations récréatives et conditions de logement), sont plus sécuritaires et affichent une plus grande cohésion sociale, des éléments qui favorisent probablement le BES. En outre, Wilson (1987) a démontré que, toutes choses étant égales par ailleurs, les personnes moins nanties tirent des externalités positives du fait de vivre dans des voisinages comptant des familles plus à l'aise, en raison des ressources institutionnelles plus abondantes ou des « effets d'apprentissage ».

Les études empiriques sur le rapport entre le revenu de la localité et le BES sont trop peu nombreuses pour arriver à un consensus. À partir de données pour les États-Unis, Luttmer (2005) a montré que, une fois contrôlé le revenu d'une personne, les gains moyens plus élevés à l'échelon régional sont associés à des niveaux plus faibles de bonheur

autodéclaré[1]. Par ailleurs, il a démontré qu'une augmentation du revenu à l'échelon régional et qu'une diminution similaire du revenu de la personne ont un effet négatif équivalent sur le bonheur. Il a interprété ces résultats comme la preuve que les fonctions d'utilité des personnes dépendent à la fois de la consommation relative et absolue. À partir de données d'enquête pour le Canada et en contrôlant le revenu du ménage et plusieurs autres variables au niveau de la personne, Helliwell et Huang (2010) ont trouvé une association négative entre la satisfaction à l'égard de la vie et le revenu moyen à l'échelon de la collectivité locale (secteur de recensement comptant en moyenne 4 000 habitants). Tout comme Luttmer, Helliwell et Huang ont déterminé que l'effet négatif du revenu de la collectivité sur la satisfaction à l'égard de la vie est suffisamment important pour annuler, dans une large mesure, l'effet positif du revenu du ménage. À partir de données similaires pour le Canada, Barrington-Leigh et Helliwell (2008) ont aussi démontré un effet négatif du revenu relatif à l'échelon de la collectivité locale et de la région métropolitaine (comptant une population moyenne de 120 000 à 3,8 millions d'habitants), mais pas à l'échelon du voisinage immédiat (comptant une population moyenne de 400 à 700 habitants) ou de la municipalité (comptant une population moyenne d'environ 50 000 habitants). Selon une étude menée en Nouvelle-Zélande, le bonheur à l'échelon infranational ne reflète pas la répartition géographique de la richesse, même si le résultat est interprété comme l'effet de la croissance de la taille et de la densité de la population (Morrison, 2011). Knight et autres (2009) ont déterminé que les comparaisons à l'intérieur de villages dans la Chine rurale avaient un effet négatif — un revenu supérieur à la moyenne du village faisait augmenter le niveau autodéclaré de bonheur et un revenu inférieur à la moyenne du village réduisait le niveau de bonheur.

D'autres études ont eu tendance à ne trouver aucun effet significatif ou à trouver un effet positif au revenu de la localité. Par suite d'un examen de la façon dont le bonheur se répand dans les réseaux sociaux, à partir de données pour les États-Unis, Fowler et Christakis (2008) ont démontré que la répartition géographique du bonheur n'est pas systématiquement liée aux niveaux locaux de revenu et de scolarité. Dans le cadre d'une étude menée en Australie, on a déterminé que l'absence de privation économique comporte une corrélation positive avec la satisfaction à l'égard de la vie des personnes (Shields et autres, 2009). Une étude fondée sur une enquête menée en 1993 en Afrique du Sud a déterminé qu'un revenu plus élevé parmi les autres ménages d'une petite collectivité (comptant en moyenne 2 900 habitants) fait augmenter le bien-être subjectif, mais que le revenu moyen dans une région plus vaste — le district (comptant une population moyenne de 125 000 habitants) — fait diminuer légèrement le niveau de bonheur (Kingdon et Knight, 2007).

Il est difficile de résoudre directement les résultats divergents des études empiriques antérieures, parce qu'ils diffèrent non seulement du point de vue de l'échelle géographique et de l'inclusion de divers facteurs confusionnels possibles, mais aussi des vastes contextes sociétaux. À l'intérieur d'un même pays, toutefois, il est possible de vérifier la sensibilité du rapport entre le BES et le revenu de la localité aux choix des échelons géographiques et des variables de contrôle.

1. Dans l'étude de Luttmer, une région est définie comme une région de microdonnées à grande diffusion (MGD) comptant une population moyenne de 150 000 habitants. Les MGD sont utilisées par le U.S. Census Bureau pour fractionner un État en régions à des fins statistiques. Les MGD sont généralement l'agrégation de petits comtés ou l'agrégation de secteurs de recensement dans les grandes régions métropolitaines comptant au moins 100 000 habitants.

La présente étude vise notamment à examiner soigneusement les répercussions de l'échelle géographique sur le rapport entre le BES et le revenu de la localité[2]. Il y a des raisons de s'attendre à ce que l'échelle géographique fasse une différence. Le revenu des autres peut avoir à la fois des externalités négatives de la consommation et des retombées positives, et les deux effets opposés diminuent probablement à des taux différents, au fur et à mesure que la distance spatiale augmente. Il est possible que la diminution de la vigueur des effets, au fur et à mesure de l'augmentation de la distance par rapport à la collectivité immédiate, soit plus prononcée pour les retombées positives que pour les externalités de la consommation, étant donné que les personnes peuvent profiter plus directement des liens sociaux et des aménagements améliorés dans leur voisinage immédiat, alors que les comparaisons sociales avec des personnes plus éloignées peuvent se faire grâce au travail, à d'autres contacts sociaux, aux médias et aux voyages. En résumé, les retombées positives du revenu des autres peuvent annuler les externalités négatives de la consommation davantage dans les voisinages immédiats que dans les grandes régions.

La présente étude vise aussi à examiner comment le choix des variables de contrôle affecte le rapport estimé entre le BES et le revenu de la localité. Comme les données d'enquête ne comprennent habituellement pas de mesures directes des retombées positives et des externalités négatives de la consommation, seul l'effet net du revenu des autres peut être estimé de façon empirique lorsqu'un ensemble raisonnable de covariables possibles sont prises en compte. Quelles sont les principales variables de contrôle devant être prises en considération? Les caractéristiques démographiques des personnes, le statut socioéconomique et, idéalement, certaines mesures des traits de personnalité sont de toute évidence nécessaire pour contrôler le tri sélectif de personnes dans les régions. Le tri sélectif a trait à la tendance des personnes à ne pas choisir de façon aléatoire leur lieu de résidence et à la possibilité que certains facteurs ayant des répercussions sur le choix de résidence des personnes en aient aussi sur leur satisfaction à l'égard de la vie. Les attributs à l'échelon de la région sont un autre type de variable qui peut être corrélée à la fois au revenu de la localité et au BES, mais qui n'est souvent pas prise en compte complètement dans les analyses. L'omission de telles variables entraînera un biais dans l'effet estimé du revenu de la localité. La présente étude porte sur cette question en incluant les attributs sociodémographiques à l'échelon de la région et les effets fixes des unités géographiques de niveau plus élevé comme variables de contrôle. De tels contrôles, et plus particulièrement les effets fixes des unités géographiques de niveau plus élevé, tiendraient compte dans les faits des effets négatifs possibles de certains facteurs environnementaux qui pourraient autrement être confondus avec les externalités négatives de la consommation (Barrington-Leigh et Helliwell, 2008). Toutefois, de tels contrôles, particulièrement à l'échelon local, peuvent annuler certaines des retombées positives du revenu des autres, comme les installations récréatives, les espaces verts et la sécurité, parce que ces aménagements se situent à l'extérieur du voisinage immédiat de la personne et sont à la disposition de l'ensemble de la collectivité locale. Par conséquent, il est probable que l'effet net estimé du revenu des autres pèse davantage sur les externalités négatives de la consommation.

Certaines variables de contrôle sont plus problématiques. Elles sont potentiellement endogènes, mais habituellement incluses comme déterminants du BES dans les études empiriques. Si ces variables sont aussi fortement associées au revenu de la localité, leur inclusion comme variables de contrôle entraînerait un biais dans l'association probable entre le BES et le revenu de la localité. Parmi elles figure en évidence l'état de santé autodéclaré. Ce

2. Barrington-Leigh et Helliwell (2008) se sont aussi penchés sur cette question. Toutefois, leur étude est fondée sur un échantillon beaucoup plus petit. Par exemple, seulement quelque 9 000 répondants dans leur étude vivant dans des voisinages immédiats, des collectivités locales et des municipalités, alors que la taille de l'échantillon de la présente étude est 15 fois plus grande. Qui plus est, la présente étude diffère de celle de Barrington-Leigh et Helliwell du point de vue des approches de modélisation, et plus particulièrement de la séquence d'entrée des variables de contrôle.

dernier peut être associé au BES de trois façons : comme un effet de la santé, comme un effet des traits de personnalité et, simplement, comme un élément du BES. Un meilleur état de santé améliore de toute évidence le bonheur (Blanchflower, 2009; Easterlin, 2003), mais l'état de santé autodéclaré va peut-être au-delà de la santé physique et mentale[3]. Il peut aussi être le reflet de certains traits de personnalité. Les personnes qui sont plus optimistes concernant leur vie sont plus susceptibles de surévaluer à la fois leur BES et leur état de santé général (Helliwell et Huang, 2010; Morrison, 2011). Qui plus est, le BES et l'état de santé autodéclaré sont le reflet de l'autoévaluation de leur vie par les personnes et représentent probablement ainsi des aspects connexes du bien-être global des personnes (Borgonovi, 2008; Oshio et Kobayashi, 2010; Subramanian et autres, 2005; Veenhoven, 2000). Étant donné que l'état de santé autodéclaré est aussi fortement corrélé avec le revenu de la localité (Hou et Myles, 2005; Macintyre et autres, 2002; Stafford et Marmot, 2003), le chevauchement de l'état de santé autodéclaré et du BES rend compte dans une large mesure de l'effet positif du revenu de la localité sur le BES. La présente étude comporte un examen approfondi de la mesure dans laquelle l'état de santé autodéclaré rend confus l'effet estimé du revenu de la localité sur la satisfaction à l'égard de la vie.

3 Données, mesures et méthodes d'analyse

3.1 Données

La présente étude repose sur des données d'enquête représentatives à l'échelon national provenant de deux sources : 1) l'Enquête sociale générale (ESG) de 2008 à 2011; et 2) l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2009 à 2011. Ces enquêtes fournissent la mesure de la satisfaction à l'égard de la vie et d'autres variables au niveau de la personne. Le fichier de microdonnées d'un échantillon de 20 % du Recensement de 2006 permet de calculer le revenu de la localité et d'autres attributs à l'échelon de la région. Les données à l'échelon de la région sont fusionnées avec les données au niveau de la personne au moyen d'identificateurs géographiques communs.

L'ESG de Statistique Canada est une enquête annuelle menée à l'échelon national qui vise la population canadienne âgée de 15 ans et plus. Chaque ESG comprend un ensemble de questions sociodémographiques types qui se répètent d'une année à l'autre et un ensemble de questions uniques axées sur des enjeux de politique sociale particuliers. Les quatre fichiers de données de l'ESG utilisés dans le présent document portent sur les réseaux sociaux (2008), la victimisation (2009), l'emploi du temps (2010) et la famille (2011). L'ESG est menée au moyen d'interviews téléphoniques assistées par ordinateur, les taux de réponse variant de 55 % (2010) à 66 % (2011). L'échantillon total était de 20 401 répondants en 2008, de 19 422 en 2009, de 15 390 en 2010 et de 22 435 en 2011.

L'ESCC est une enquête transversale représentative à l'échelon national. Elle recueille un ensemble normalisé de caractéristiques démographiques et socioéconomiques, ainsi qu'une vaste gamme de données sur l'état de santé, les déterminants de la santé et l'utilisation du système de santé. L'ESCC vise la population canadienne âgée de 12 ans et plus. Environ la moitié des interviews ont été menées sur place, au moyen de la méthode d'interview sur place assistée par ordinateur, et l'autre moitié, au téléphone, au moyen de la méthode d'interview téléphonique assistée par ordinateur. Le taux de réponse s'établissait à 73,1 % en 2009, à 71,5 % en 2010 et à 69,8 % en 2011. L'échantillon total de l'ESCC était de 61 673 répondants en 2009, de 63 197 en 2010 et de 63 542 en 2011.

3. Le bonheur a aussi un effet protecteur sur la santé (Diener et Chan, 2011; Siahpush et autres, 2008; Veenhoven, 2008). Le rapport réciproque entre le BES et la santé ne peut être établi à partir des données d'enquête transversales.

La présente étude regroupe les données des deux enquêtes pour trois raisons. En premier lieu, ces enquêtes représentent toutes des échantillons nationaux comparables. Elles comportent un plan de sondage similaire et leurs données sont recueillies sur une période relativement courte de quatre ans. En deuxième lieu, ces enquêtes utilisent des instruments similaires (questions) pour la satisfaction à l'égard de la vie et les variables explicatives communes. Comme il est présenté dans le tableau 1, la mesure de la satisfaction à l'égard de la vie et d'autres variables de contrôle au niveau de la personne de l'ESG et de l'ESCC comportent essentiellement les mêmes statistiques descriptives. En troisième lieu, et ce qui importe davantage, le regroupement d'enquêtes similaires a comme avantage de réduire les erreurs d'échantillonnage, de couverture et de mesure (Schenker et Raghunathan, 2007). L'ensemble de données combiné fait augmenter la taille de l'échantillon et améliore la fiabilité des estimations de régression multiniveaux[4]. Toutes les analyses sont reprises séparément à partir de l'ESG et de l'ESCC, et aucune différence importante ne ressort dans les principales constatations, même si les estimations ont tendance à comporter des erreurs-types beaucoup plus importantes que celles découlant de l'échantillon regroupé. Néanmoins, le type d'enquête et l'année d'enquête sont contrôlés dans les modèles multidimensionnels afin de tenir compte des différences possibles dans les tendances de déclaration de la satisfaction à l'égard de la vie et d'autres variables explicatives.

Dans le cadre de la présente étude, on a sélectionné des répondants âgés de 15 ans et plus résidant dans 33 régions métropolitaines de recensement (RMR) et 15 agglomérations de recensement (AR) importantes au Canada, dans lesquelles les secteurs de recensement (SR) sont délimités par Statistique Canada[5]. L'exclusion des répondants des régions rurales et des petites régions urbaines, où des SR ne sont pas disponibles, vise à faire en sorte que l'échantillon à l'étude comporte une structure hiérarchique complète, afin que chaque répondant ait un voisinage immédiat, une collectivité locale et une municipalité. Les aires de diffusion (AD) du recensement sont utilisées comme unités pour le **voisinage immédiat.** Une AD est une petite unité géographique composée d'un ou de plusieurs îlots adjacents qui compte une population de 400 à 700 personnes. L'AD est choisie comme échelon de départ pour analyser l'effet de revenu de la localité, parce qu'elle se situe à distance de marche de la résidence d'une personne et qu'il s'agit de l'endroit où les interactions sociales avec les voisins se produisent souvent. Il s'agit aussi de la région géographique normalisée la plus petite pour laquelle des données de recensement sont diffusées et le revenu du voisinage peut être estimé de façon fiable. Au-dessus des voisinages immédiats, les SR sont utilisés comme unités pour les **collectivités locales.** Les SR sont des régions géographiques compactes comportant des caractéristiques matérielles et des conditions de vie sociales relativement homogènes. Les limites des SR suivent souvent des traits physiques permanents et facilement reconnaissables. Un SR typique comprend environ 4 000 personnes. Au-dessus des collectivités locales, les subdivisons de recensement (SDR) sont utilisées comme unités pour les **municipalités** — le troisième échelon géographique utilisé dans l'analyse. Une SDR est généralement une municipalité ou un équivalent municipal selon les désignations officielles adoptées par les autorités provinciales ou fédérales.

4. Dans l'analyse à partir des variables au niveau de la personne et au niveau du groupe, l'estimation des effets des variables au niveau du groupe est équivalente à celle découlant d'un modèle de données regroupées. C'est donc dire que la moyenne pour le groupe des variables de résultat au niveau de la personne, une fois corrigées les différences de groupe dans les variables de contrôle au niveau de la personne, est régressée sur les variables au niveau du groupe. La fiabilité de l'analyse à partir des données regroupées dépend, dans une large mesure, de la taille moyenne des observations à l'intérieur de chaque groupe et du nombre de groupes (Devereux, 2007; Raudenbush et autres, 2000).
5. Une RMR ou une AR comprend une ou plusieurs municipalités adjacentes situées autour d'un grand noyau urbain. Une RMR doit comporter une population totale d'au moins 100 000 habitants, dont 50 000 et plus vivent dans le noyau urbain. Une AR comporter un noyau urbain d'au moins 10 000 habitants.

L'échantillon final comprend 142 780 répondants (48 880 de l'ESG et 93 900 de l'ESCC) vivant dans 31 024 voisinages immédiats (ayant une superficie médiane de 0,2 kilomètre carré), 5 002 collectivités locales (ayant une superficie médiane de 1,7 kilomètre carré), et 430 municipalités (ayant une population moyenne de 51 600 habitants et une superficie médiane de 110 kilomètres carrés)[6].

Le revenu de la localité et d'autres attributs sociodémographiques d'une région géographique sont calculés à partir du fichier de microdonnées principal du Recensement de 2006. Dans le cadre du Recensement de 2006, on a tiré un échantillon aléatoire de 20 % de l'ensemble de la population pour recueillir des données socioéconomiques détaillées sur les personnes et les familles. Les variables du recensement sont estimées sur la base d'une taille d'échantillon moyenne d'environ 100 personnes à l'échelon du voisinage, 800 personnes à l'échelon de la collectivité locale et 10 000 personnes à l'échelon de la municipalité.

3.2 Mesures

La variable de résultat, c'est-à-dire la satisfaction à l'égard de la vie, est fondée sur une question : « Quel sentiment éprouvez-vous en général à l'égard de votre vie? » Cette échelle de question unique est utilisée dans une large mesure par les chercheurs, depuis des décennies, et a été confirmée comme un indicateur fiable et valide du bien-être subjectif des personnes (Blanchflower, 2009; Diener et autres, 2013). Il y a une légère variation dans l'échelle de la satisfaction à l'égard de la vie utilisée dans les différentes enquêtes. Dans l'ESG de 2008 à 2010, une échelle à dix points a été utilisée, dans laquelle 1 était associé à « très insatisfait » et 10, à « très satisfait ». Dans l'ESG de 2011 et dans l'ESCC de 2009 à 2011, on a utilité une échelle à 11 points, dans laquelle 0 était associé à « très insatisfait » et 10, à « très satisfait ». Cette différence mineure dans l'échelle n'affectera probablement pas la validité du regroupement des données des différentes années d'enquête parce que, pour une enquête ou année donnée, moins de 2 % des répondants ont déclaré un niveau 2 ou un niveau inférieur, peu importe si le niveau minimum était de 1 ou de 0 (Bonikowska et autres, 2013). Par ailleurs, le niveau moyen de satisfaction à l'égard de la vie varie beaucoup plus d'une année d'enquête à l'autre lorsqu'on utilise une échelle à 10 points, qu'entre les enquêtes utilisant l'échelle à 10 points et l'échelle à 11 points (voir le tableau 4). Néanmoins, les effets fixes du type et de l'année d'enquête rendront compte de ces différences dans une large mesure.

Les variables explicatives au niveau de la personne sont choisies selon la disponibilité des données et leur pertinence concernant la satisfaction à l'égard de la vie, comme en font foi les ouvrages publiés (Blanchflower, 2009; Easterlin, 2003; Helliwell, 2003). Ces variables comprennent l'âge et son terme carré, le sexe, l'état matrimonial, le niveau de scolarité, le revenu du ménage, le statut d'emploi, le statut d'immigrant, le groupe de population, le nombre d'enfants âgés de moins de 18 ans[7], la taille du ménage, la propriété du logement, la langue parlée à la maison, et l'état de santé autodéclaré. Les définitions et les moyennes (ou les distributions de fréquences) de ces variables sont présentées dans le tableau 1. Seulement quelques-unes de ces variables doivent être examinées de façon plus approfondie dans le présent document. Le revenu du ménage est codé en cinq catégories parce qu'une grande proportion de répondants ont indiqué le revenu de leur ménage à partir de fourchettes larges, plutôt que comme un montant exact en dollars, et qu'une proportion importante de répondants

6. La répartition de l'échantillon entre les enquêtes est la suivante : 12 581 répondants pour l'ESG de 2008, 12 214 pour l'ESG de 2009, 9 777 pour l'ESG de 2010, 14 308 pour l'ESG de 2011, 30 609 pour l'ESCC de 2009, 31 573 pour l'ESCC de 2010, et 31 718 répondants pour l'ESCC de 2011. Ensemble, on compte environ 5 répondants par voisinage immédiat, 29 répondants par collectivité locale et 332 répondants par municipalité.
7. Le nombre d'enfants âgés de moins de 18 ans est défini différemment dans l'ESG et dans l'ESCC. Dans l'ESG, il s'agit du nombre d'enfants célibataires (jamais mariés) du répondant, âgés de 0 à 17 ans, vivant dans le ménage. Dans l'ESCC, il s'agit du nombre de personnes âgées de moins de 18 ans dans le ménage. La moyenne de la variable est plus importante dans l'ESCC (0,62) que dans l'ESG (0,51).

n'ont pas indiqué le revenu de leur ménage (voir le tableau 1). Plutôt que de laisser les répondants dont le revenu était manquant à l'écart de l'analyse ou d'imputer le revenu en supposant une certaine structure de données pour les cas manquants, le revenu manquant est traité comme une catégorie distincte dans la variable de revenu du ménage (Hou et Myles, 2005; Shields et autres, 2009). Comme les catégories de revenu du ménage dans les données ne tiennent pas directement compte des économies d'échelle associées à la taille de la famille, la taille du ménage (sa racine carrée) est incluse, afin de fournir une façon souple de contrôler les besoins de consommation réduits des membres additionnels de la famille[8]. Une catégorie distincte est créée pour le niveau de scolarité manquant, qui est traité de la même façon que le revenu manquant. L'état de santé autodéclaré est fondé sur la question suivante : « En général, diriez-vous que votre santé est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? » La variable est codée de 1 (mauvaise) à 5 (excellente).

8. La racine carrée de la taille de la famille est une échelle conventionnelle qui laisse de côté les besoins de consommation des membres additionnels de la famille. Lorsque ce facteur est contrôlé, l'effet du revenu du ménage sur la satisfaction à l'égard de la vie a tendance à augmenter. Par exemple, les coefficients pour les groupes de revenu du ménage le plus faible et faible-moyen (par opposition à moyen-élevé) sont de -0,47 et de -0,19 respectivement, sans contrôler la taille de la famille dans le modèle et en incluant toutes les autres variables sociodémographiques au niveau de la personne. Par suite du contrôle, il passe à -0,50 et à -0,21, respectivement (comme dans le modèle 2 du tableau 4).

Tableau 1
Statistiques descriptives des variables au niveau de la personne

	Échantillon regroupé	Échantillon de l'Enquête sociale générale	Échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes
		moyenne	
Satistaction à l'égard de la vie (points)	7,9	7,9	7,9
Âge	44,2	44,1	44,3
Nombre d'enfants âgés de moins de 18 ans	0,58	0,51	0,62
Taille du ménage (racine carrée)	1,7	1,7	1,6
État de santé autodéclaré	3,7	3,6	3,7
		pourcentage	
Femmes	51	51	51
État matrimonial			
Marié (groupe de référence)	50	51	49
Vivant en union libre	10	10	10
Veuf	4	4	4
Divorcé ou séparé	7	7	8
Célibataire	28	28	29
Niveau de scolarité			
Diplôme universitaire (niveau de référence)	27	29	26
Études postsecondaires partielles	41	42	41
Diplôme d'études secondaires	15	13	16
Pas de diplôme d'études secondaires	15	15	14
Niveau non déclaré	2	1	3
Statut d'immigrant			
Né au Canada (groupe de référence)	73	74	72
Immigrant	27	26	28
Revenu du ménage			
Le plus faible : moins de 30 000 $	12	10	14
Faible-moyen : 30 000 $ à 59 999 $	21	19	22
Moyen : 60 000 $ à 99 999 $	24	22	24
Moyen-élevé : 100 000 $ à 150 000 $ (groupe de référence)	16	16	16
Le plus élevé : plus de 150 000 $	12	12	12
Non déclaré	15	20	12
Groupe de population			
Blanc (groupe de référence)	77	79	76
Minorité visible	21	18	22
Autochtone	2	3	2

Voir les renseignements à la fin du tableau.

Tableau 1

Statistiques descriptives des variables au niveau de la personne (fin)

	Échantillon regroupé	Échantillon de l'Enquête sociale générale	Échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes
		pourcentage	
Situation d'emploi			
Occupé (groupe de référence)	64	65	64
Chômeur	5	6	5
Inactif	30	29	31
Propriété du logement			
Locataire (groupe de référence)	28	23	30
Propriétaire	72	77	70
Langue parlée à la maison			
Anglais seulement (groupe de référence)	62	65	60
Français seulement	17	19	17
Bilingue	2	1	2
Autre : ni l'anglais ni le français	19	15	22

Sources : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 2008 à 2011, et Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2009 à 2011.

Le revenu de la localité dans les voisinages immédiats, les collectivités locales et les municipalités est calculé à partir de la moyenne du revenu familial après impôt d'un équivalent-adulte[9]. Cette mesure du revenu rend compte du revenu disponible d'une façon qui est plus directement pertinente pour les externalités de la consommation ou les retombées positives que la mesure couramment utilisée, qui est fondée sur le revenu total. Les principaux modèles sont repris au moyen des deux mesures du revenu, et les résultats sont qualitativement similaires, même si l'effet sur la satisfaction à l'égard de la vie du revenu de la localité fondé sur le revenu disponible est généralement plus marqué. Lorsque le revenu médian est utilisé en remplacement du revenu moyen comme test de robustesse, la corrélation positivement bidimensionnelle entre le revenu de la localité et la satisfaction à l'égard de la vie a tendance à être plus forte, particulièrement aux échelons de la collectivité locale et de la municipalité, même si les modèles multidimensionnels produisent des résultats similaires. La présente étude comprend en outre six autres attributs à l'échelon de la région comme variables de contrôle : pourcentage de personnes âgées (personnes de 65 ans et plus), pourcentage de personnes ayant déménagé (personnes qui avaient un lieu de résidence différent au Canada cinq ans plus tôt), pourcentage d'immigrants récents (personnes qui ont immigré au Canada au cours des 10 années précédant l'année du recensement), pourcentage de minorités visibles, pourcentage de logements plus anciens (construits au moins 10 ans avant l'année du recensement), et logarithme de la densité de population (personnes par kilomètre carré).

9. Celui-ci est calculé en divisant le revenu après impôt selon une échelle qui attribue une valeur décroissante au deuxième membre de la famille et aux membres subséquents. Dans le fichier de microdonnées du recensement, l'échelle représente la somme des valeurs suivantes : 1,0 est attribué à la personne la plus âgée de la famille; 0,4 est attribué à chacun des autres membres de la famille âgés de 16 ans et plus; et 0,3 est attribué à chacun des membres de la famille de moins de 16 ans. Dans le cas des personnes hors famille, la valeur est établie à 1,0. Au niveau empirique, cette échelle se rapproche de la racine carrée de la taille de la famille.

3.3 Méthodes

L'analyse commence par des statistiques descriptives afin de montrer la répartition de la satisfaction à l'égard de la vie et de la principale variable explicative — le revenu de la localité — entre les voisinages immédiats, les collectivités locales et les municipalités. Des tracés sont aussi produits, afin de fournir une présentation visuelle de la corrélation bidimensionnelle entre la satisfaction à l'égard de la vie et le revenu de la localité.

Dans l'analyse multidimensionnelle, des modèles de régression sont exécutés de façon séquentielle, en ajoutant davantage de variables explicatives dans les modèles subséquents. Cette approche permet de montrer comment l'effet du revenu de la localité sur la satisfaction à l'égard de la vie est pris en compte dans les diverses variables. Le modèle 1 comprend uniquement le revenu de la localité. Ce modèle rend compte de l'association globale entre le revenu de la localité et la satisfaction à l'égard de la vie. Le modèle 2 ajoute des caractéristiques démographiques et socioéconomiques au niveau de la personne, conformément à la sous-section 3.2. La variation du coefficient du revenu de la localité entre le modèle 1 et le modèle 2 montre dans quelle mesure son association globale avec la satisfaction à l'égard de la vie est attribuable à des compositions différentes de population d'une région à l'autre.

Le modèle 3 comporte d'autres attributs à l'échelon de la région et les effets fixes des unités géographiques de niveau plus élevé du modèle 2. Les effets fixes des unités géographiques contrôlent des facteurs non mesurés qui pourraient biaiser l'effet estimé du revenu de la localité. Par exemple, les effets fixes des collectivités locales pourraient, dans une large mesure, rendre compte des variations entre les voisinages immédiats au chapitre des installations récréatives et des espaces verts, qui profitent généralement aux personnes au-delà du voisinage immédiat. De même, les effets fixes des municipalités pourraient rendre compte des variations dans les conditions climatiques, le coût de la vie et la congestion routière dans les collectivités locales. On utilise les RMR/AR comme effets fixes pour les modèles dans lesquels le revenu de la municipalité représente la variable explicative principale. Il convient de souligner qu'aucun modèle ne comprend le revenu de la RMR ou de l'AR comme variable explicative principale, en raison de l'absence d'unités géographiques de niveau plus élevé appropriées pour les effets fixes[10]. La différence entre le coefficient du revenu de la localité du modèle 2 et du modèle 3 fait ressortir le rôle des attributs à l'échelon de la région et des effets géographiques fixes pour rendre compte de l'association entre le revenu de la localité et la satisfaction à l'égard de la vie.

Enfin, le modèle 4 ajoute l'état de santé autodéclaré au modèle 3. Cette variable est ajoutée en dernier parce qu'elle est probablement endogène. Étant donné que l'état de santé autodéclaré est fortement corrélé à la satisfaction à l'égard de la vie et au revenu de la localité, son inclusion peut avoir des répercussions importantes sur le coefficient du revenu de la localité.

Ces modèles séquentiels sont d'abord exécutés séparément à partir du revenu du voisinage immédiat, du revenu de la collectivité locale et du revenu de la municipalité comme variable explicative principale. On vise ainsi à faire en sorte que les résultats de cette étude soient comparables à ceux d'études précédentes qui tiennent généralement compte de l'effet du revenu de la localité à un échelon géographique particulier seulement. Toutefois, cette approche ne tient pas clairement compte de l'effet de la variation du revenu de la localité en fonction de l'échelle des unités géographiques, le revenu de la localité étant fortement corrélé entre les unités géographiques hiérarchiques. L'effet du revenu de la localité à un échelon géographique inférieur peut rendre compte d'une partie de l'effet du revenu de la localité à un échelon géographique plus élevé. L'inverse est aussi vrai (Barrington-Leigh et Helliwell, 2008).

10. L'échelon géographique suivant est la province, qui est trop vaste. Par exemple, la RMR de North Bay dans le nord de l'Ontario diffère considérablement de la RMR de Toronto du point de vue de la taille de la population, des échelles économiques, de la diversité de la population et du climat.

Pour distinguer les effets indépendants du revenu de la localité aux différents échelons géographiques, les modèles séquentiels précédents sont répétés, mais comprennent simultanément le revenu de la localité mesuré dans les voisinages immédiats, les collectivités locales et les municipalités.

Fait à noter, une question d'ordre méthodologique a été soulevée, à savoir le traitement de la forme fonctionnelle de la satisfaction à l'égard de la vie. La satisfaction à l'égard de la vie est une mesure ordinale, et les méthodes statistiques appropriées devraient être des modèles logit ordonnés ou des modèles probit ordonnés. Toutefois, de nombreuses études ont démontré que le traitement par intervalle ou ordinal de la satisfaction à l'égard de la vie a peu d'effets sur le signe et la signification de ces déterminants (Ferrer-i-Carbonell et Frijters, 2004; Frey et Stutzer, 2000). Cela est certainement le cas avec les données courantes. Seuls les résultats du modèle linéaire sont présentés, parce que l'on peut aisément comparer les variations des coefficients entre ces modèles, ce qui n'est pas le cas des modèles logit ou probit (Mood, 2010)[11]. Il est aussi plus facile d'estimer des modèles linéaires qui comprennent un nombre important d'effets fixes (certains de ces modèles comprennent environ 5 000 effets fixes).

On s'est également penché sur cette autre question d'ordre méthodologique : la structure multiniveau des données. Afin de résoudre ce problème, dans tous les modèles de régression, des erreurs-types robustes par grappes sont estimées en vue de tenir compte des erreurs corrélées à l'intérieur d'une région (Steenbergen et Jones, 2002). Le niveau de mise en grappes correspond au niveau des mesures du revenu de la localité. Lorsque le revenu de la localité aux échelons de l'AD, du SR et de la municipalité sont inclus dans le même modèle, l'AD est utilisée comme niveau de mise en grappes. Un tel modèle est équivalent à un modèle à ordonnée à l'origine fixe comportant des covariables de niveau 1 à l'intérieur du cadre des modèles linéaires hiérarchiques (Raudenbush et autres, 2000). Grâce à cette approche, on estime d'abord essentiellement le revenu moyen de chaque région, corrigé pour tenir compte des différences dans les caractéristiques au niveau de la personne entre les régions, puis on régresse le résultat moyen sur les prédicteurs à l'échelon de la région.

La dernière question d'ordre méthodologique ayant été abordée est la pondération des données de sources différentes. L'ESG et l'ESCC comprennent des poids pour compenser les taux d'échantillonnage différents des différents segments de la population. Dans le modèle de régression à partir de données regroupées de l'ESG et de l'ESCC, les poids sont normalisés, afin que la somme des poids normalisés soit égale à la taille de l'échantillon de chaque année d'enquête et type d'enquête[12].

11. Cela vient du fait que le logarithme du rapport des cotes ou le rapport des cotes de la régression logit ou probit sont affectés par l'hétérogénéité non observée, qui peut être réduite lorsqu'une variable additionnelle est ajoutée au modèle, même si la variable ajoutée n'est pas liée aux variables indépendantes déjà comprises dans le modèle.
12. Dans l'ESG, le poids moyen varie de 1 500 à 2 000 selon l'année d'enquête. Dans l'ESCC, le poids moyen est d'environ 640. La normalisation de ces poids permet d'éviter une surestimation du niveau critique, tout en maintenant les mêmes distributions que celles des poids non normalisés. De même, les poids pourraient être normalisés, afin que la somme des poids normalisés soit la même dans chaque année d'enquête et type d'enquête, et égale à la taille de l'échantillon le plus faible selon l'année d'enquête et le type d'enquête. Une analyse additionnelle (données non présentées) suppose qu'il n'y a pas de différence importante dans les estimations de modèle à partir de l'une ou l'autre des méthodes de pondération.

4 Résultats

4.1 Répartition de la satisfaction à l'égard de la vie et du revenu entre les régions géographiques

Le degré moyen de satisfaction à l'égard de la vie varie de façon considérable d'une région géographique à l'autre, particulièrement à l'échelon du voisinage immédiat, comme le montre le tableau 2. Pour calculer la répartition de la satisfaction moyenne à l'égard de la vie entre les voisinages (AD) dans le tableau 2, on calcule d'abord le degré moyen de satisfaction à l'égard de la vie dans les voisinages comptant au moins 10 répondants. Ces voisinages sont alors regroupés en quintiles selon leur degré moyen de satisfaction à l'égard de la vie[13]. Les résultats montrent que le résultat moyen de satisfaction à l'égard de la vie parmi les voisinages du quintile inférieur est de 1,7 point (sur un maximum de 10 points) plus faible que dans les voisinages du quintile supérieur. La différence dans la satisfaction à l'égard de la vie est aussi importante entre les collectivités locales (SR) du quintile inférieur et celles du quintile supérieur, à 1,4 point. En comparaison, parmi les municipalités (SDR), la différence dans la satisfaction à l'égard de la vie est plus faible, à 0,7 point, les voisinages qui affichent des résultats élevés de satisfaction à l'égard de la vie et ceux qui affichent de faibles résultats s'annulant les uns les autres à l'intérieur d'une municipalité.

Les différences géographiques sont beaucoup plus importantes dans la répartition du revenu que dans la satisfaction à l'égard de la vie. Le revenu familial moyen dans les voisinages faisant partie du quintile supérieur de la répartition du revenu est 2,3 fois plus élevé que dans les voisinages appartenant au quintile inférieur. Le ratio correspondant est aussi élevé à l'échelon de la collectivité locale, à 2,1 points, mais est plus faible, à 1,6 point, à l'échelon de la municipalité.

Tableau 2

Répartition des points de satisfaction à l'égard de la vie, selon le quintile entre les voisinages immédiats, les collectivités locales et les municipalités

	Voisinages immédiats		Collectivités locales		Municipalités	
	moyenne	écart type	moyenne	écart type	moyenne	écart type
Points de satisfaction à l'égard de la vie						
Premier quintile	7,0	0,4	7,2	0,4	7,7	0,1
Deuxième quintile	7,7	0,1	7,7	0,1	7,9	0,0
Troisième quintile	8,0	0,1	8,0	0,1	8,0	0,0
Quatrième quintile	8,3	0,1	8,2	0,1	8,2	0,0
Cinquième quintile	8,7	0,2	8,5	0,2	8,5	0,1

Note : À chaque échelon géographique, seules les unités comptant au moins 10 répondants des fichiers combinés de l'Enquête sociale générale et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes sont incluses dans le calcul des moyennes et des écarts types.
Sources : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 2008 à 2011, et Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2009 à 2011.

13. Parmi les 31 024 voisinages immédiats, 3 301 comprennent au moins 10 répondants. Ainsi, chaque quintile comprend environ 660 voisinages.

Tableau 3

Répartition du revenu familial moyen après impôt par équivalent-adulte, selon le quintile entre les voisinages immédiats, les collectivités locales et les municipalités

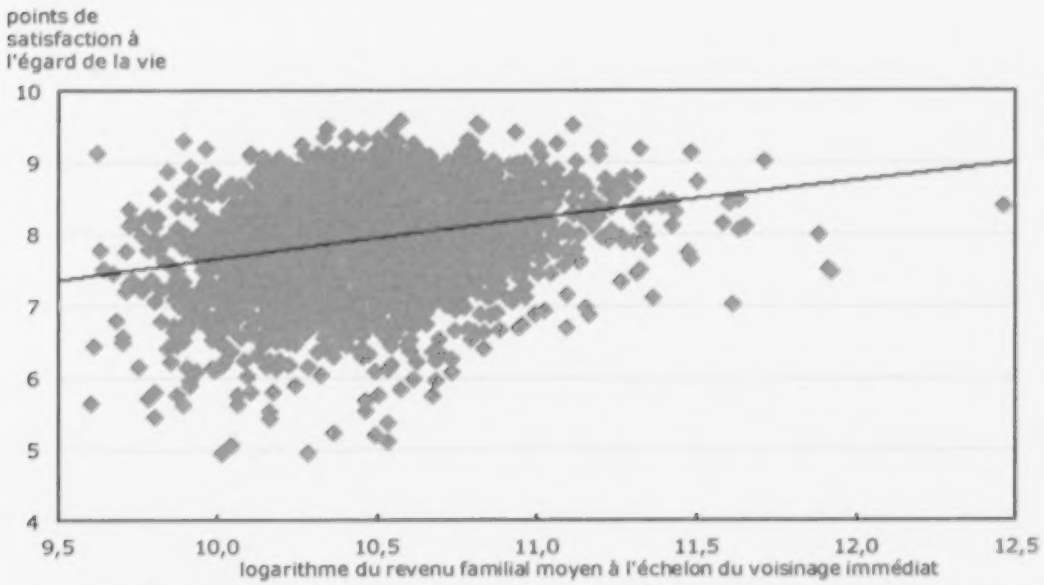
	Voisinages immédiats		Collectivités locales		Municipalités	
	moyenne	écart type	moyenne	écart type	moyenne	écart type
Revenu familial (dollars)						
Premier quintile	24 090	3 120	26 090	2 820	30 620	1 030
Deuxième quintile	31 200	1 480	31 740	1 220	34 190	700
Troisième quintile	35 890	1 410	35 750	1 190	36 710	840
Quatrième quintile	41 250	1 830	40 780	1 740	40 240	940
Cinquième quintile	54 360	18 500	55 340	15 900	48 080	6 490

Note : À chaque échelon géographique, seules les unités comptant au moins 10 répondants des fichiers combinés de l'Enquête sociale générale et de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes sont incluses dans le calcul des moyennes et des écarts types. Tous les chiffres sont arrondis au dixième près.
Source : Statistique Canada, fichier de microdonnées de 20 % du Recensement de 2006.

La répartition géographique de la satisfaction à l'égard de la vie est corrélée avec la répartition du revenu, du moins à l'échelon du voisinage immédiat et de la collectivité locale, comme le démontrent les figures 1, 2 et 3. À chaque échelon géographique, les résultats moyens de satisfaction à l'égard de la vie dans les unités géographiques comptant au moins 10 répondants d'enquête sont représentés graphiquement en fonction du logarithme du revenu familial moyen de ces unités. Ces représentations graphiques montrent une relation linéaire entre le niveau de satisfaction à l'égard de la vie et le logarithme du revenu moyen entre les voisinages et les collectivités locales. À l'échelon du voisinage immédiat (figure 1), une augmentation d'un point log est associée à une augmentation d'un demi-point du résultat de satisfaction à l'égard de la vie. On observe une relation similaire à l'échelon de la collectivité locale (figure 2), et non à l'échelon de la municipalité (figure 3).

Figure 1

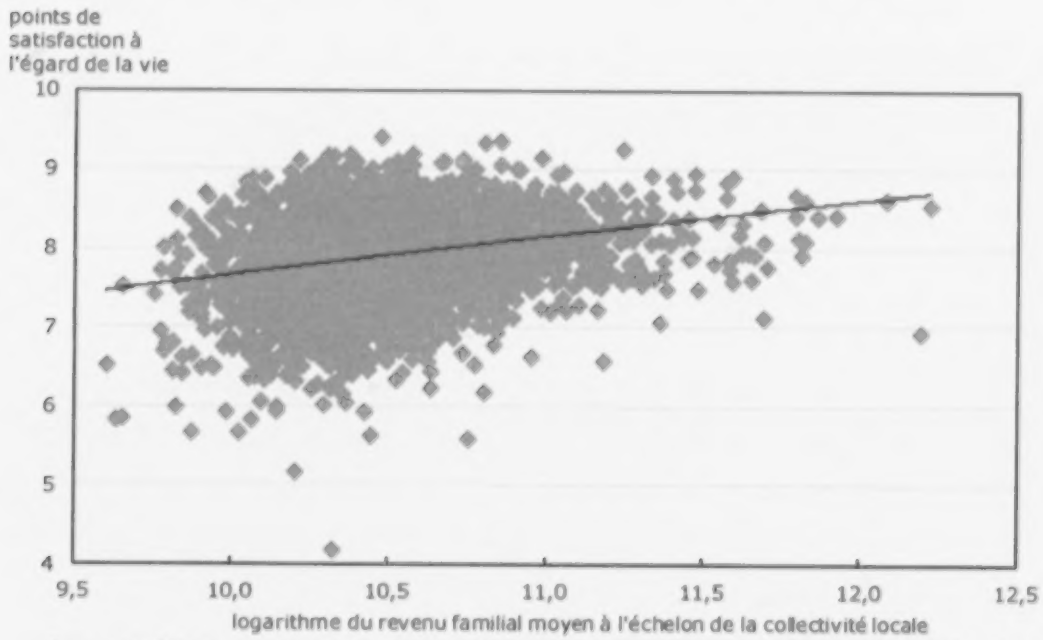
Niveau moyen de satisfaction à l'égard de la vie et revenu familial moyen à l'échelon du voisinage immédiat



Sources : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 2008 à 2011, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2009 à 2011, et Recensement de la population de 2006.

Figure 2

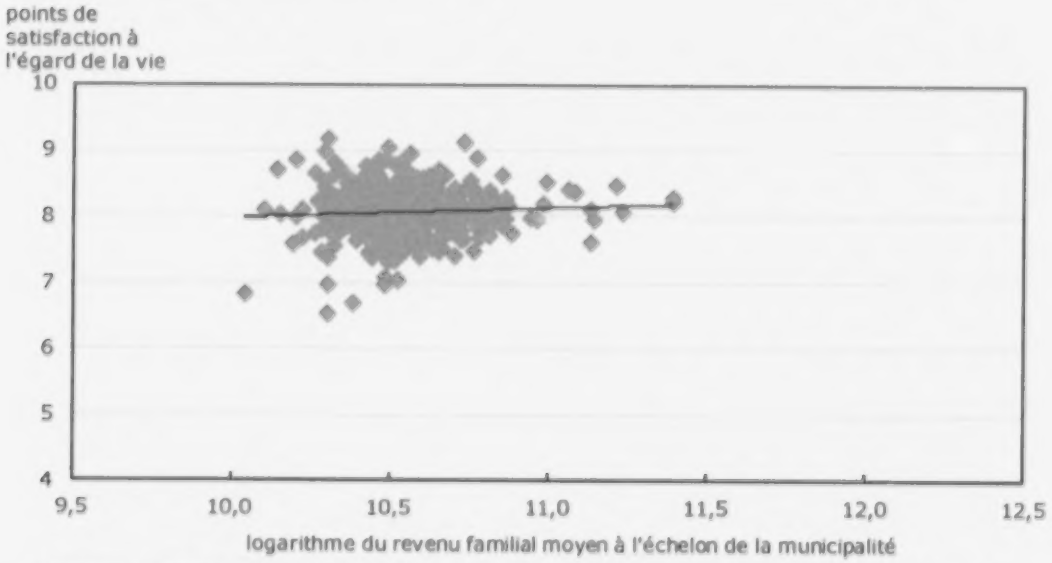
Niveau moyen de satisfaction à l'égard de la vie et revenu familial moyen à l'échelon de la collectivité locale



Sources : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 2008 à 2011, Enquête sur la santé dans les

Figure 3

Niveau moyen de satisfaction à l'égard de la vie et revenu familial moyen à l'échelon de la municipalité



Sources : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 2008 à 2011, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2009 à 2011, et Recensement de la population de 2006.

L'association observée entre la satisfaction à l'égard de la vie et le revenu de la localité peut venir du fait que les voisinages immédiats et les collectivités à revenu élevé comptent davantage de personnes ayant un revenu élevé et d'autres caractéristiques associées positivement à la satisfaction à l'égard de la vie. Si la concentration géographique sélective peut être contrôlée, la satisfaction à l'égard de la vie comporte-t-elle toujours une association significative avec le revenu de la localité? Cette question est abordée dans les analyses multidimensionnelles qui suivent.

4.2 Effets du revenu de la localité pour les trois échelons géographiques

La présente sous-section comprend d'abord une présentation détaillée des modèles séquentiels dans lesquels le revenu du voisinage immédiat est la variable explicative principale. Cela est suivi par un sommaire des résultats des modèles dans lesquels la variable explicative principale est le revenu de la collectivité locale et le revenu de la municipalité, respectivement, ainsi que des résultats des modèles comportant tous les revenus pour les trois échelons géographiques.

Le tableau 4 présente une série de modèles de régression linéaire dans lesquels la satisfaction à l'égard de la vie est le résultat et le revenu du voisinage immédiat, la variable explicative principale. Le modèle 1 reprend simplement l'association bidimensionnelle entre la satisfaction à l'égard de la vie et le revenu du voisinage immédiat illustrée dans le figure 1. Le coefficient du revenu du voisinage immédiat du modèle 1 laisse supposer qu'une augmentation d'une unité dans le logarithme du revenu du voisinage immédiat est associée à une augmentation de 0,48 point dans la satisfaction à l'égard de la vie. Cet effet passe à 0,13 point lorsque les variables démographiques et socioéconomiques au niveau de la personne sont contrôlées dans le modèle 2. La variation du coefficient du revenu du voisinage immédiat entre le modèle 1 et le modèle 2 laisse supposer que plus des deux tiers (73 %) de l'association observée entre la satisfaction à l'égard de la vie et le revenu du voisinage immédiat sont attribuables au tri sélectif des personnes. Une décomposition plus poussée montre que le revenu du ménage, l'état matrimonial et la propriété du logement sont à l'origine de la presque totalité de la variation du coefficient du revenu du voisinage immédiat entre le modèle 1 et le modèle 2.

Cette décomposition est fondée sur deux équations :

$$(B - B') / B = (\beta - \beta') / \beta, \text{et} \qquad (1)$$

$$\beta - \beta' = \Sigma \beta'_j * \rho_{xzj}, \qquad (2)$$

où B et β sont le coefficient obtenu par les moindres carrés ordinaires (MCO) et le coefficient normalisé du revenu du voisinage immédiat, respectivement, dans le modèle 1, et B' et β', le coefficient obtenu par les MCO et le coefficient normalisé du revenu du voisinage immédiat, respectivement, dans le modèle 2. β'_j est le coefficient normalisé de toutes les autres variables de contrôle du modèle 2, et ρ_{xzj}, la corrélation de Pearson entre le revenu du voisinage immédiat et chacune des variables de contrôle. La contribution de chaque variable de contrôle à la variation du coefficient du revenu du voisinage immediat entre le modèle 1 et le modèle 2 est $\beta'_j * \rho_{xzj} / \Sigma(\beta'_j * \rho_{xzj})$. Des preuves détaillées et des exemples empiriques de cette méthode de décomposition peuvent être obtenus auprès de l'auteur.

Les effets des variables de contrôle du modèle 2 concordent généralement avec ceux d'études antérieures portant sur les déterminants de la satisfaction à l'égard de la vie. De façon plus particulière, le coefficient positif de l'âge et le coefficient négatif de l'âge au carré confirment un profil d'âge bien établi en forme de U de la satisfaction à l'égard de la vie (Blanchflower et Oswald, 2008; Frijters et Beatton, 2012). Les personnes mariées déclarent une satisfaction plus grande à l'égard de la vie que les autres. Même si le niveau de scolarité n'est pas associé de manière monotone à la satisfaction à l'égard de la vie, le revenu du ménage l'est. Les personnes en chômage ont des niveaux de satisfaction à l'égard de la vie plus faibles. Il y a peu de différences dans les niveaux de satisfaction à l'égard de la vie selon le statut d'immigrant, l'appartenance à une minorité visible ou le statut d'Autochtone, mais la langue parlée à la maison a quant à elle une incidence. Les francophones déclarent des niveaux plus élevés de satisfaction à l'égard de la vie que les anglophones et que les personnes parlant une langue non officielle. Les effets fixes du type et de l'année d'enquête montrent peu de différences dans le niveau global de satisfaction à l'égard de la vie entre les trois cycles de l'ESCC et ceux de l'ESG de 2011. Toutefois, les différences entre l'ESG de 2008 à 2010 et l'ESG de 2011 sont significatives. Cela rend probablement compte des influences contextuelles des différents contenus d'enquête (Diener et autres, 2013; Bonikowska et autres, 2013).

Lorsque les attributs démographiques du voisinage immédiat et les effets fixes des collectivités locales sont ajoutés au modèle 2, le coefficient du revenu du voisinage diminue légèrement, mais demeure significatif (modèle 3). Même si aucun des attributs démographiques du voisinage n'est significatif, le R carré du modèle augmente d'environ 7 points de pourcentage, la majeure partie de cette hausse étant attribuable aux effets fixes des collectivités locales[14]. Ce résultat laisse supposer qu'une fois prises en compte les différences de composition dans les caractéristiques démographiques et socioéconomiques entre les voisinages immédiats, il subsiste une variation substantielle dans la satisfaction à l'égard de la vie entre les collectivités locales.

Une fois que l'on inclut l'état de santé autodéclaré au modèle 3, le coefficient du revenu du voisinage se rapproche de zéro (modèle 4). Les variations du coefficient du revenu du voisinage dans les modèles 3 et 4 laissent supposer que l'effet net estimé du revenu du voisinage dépend dans une large mesure de l'inclusion de l'état de santé autodéclaré dans le modèle. Statistiquement, l'effet confusionnel important de l'état de santé autodéclaré sur le coefficient du revenu de la localité rend compte du fait que cette mesure de la santé est fortement corrélée à la satisfaction à l'égard de la vie et au revenu du voisinage immédiat. Dans le modèle, une augmentation d'un point sur l'échelle à cinq points de l'état de santé autodéclaré correspond à une hausse de 0,6 point dans la satisfaction à l'égard de la vie. Le R carré du modèle — la proportion de la variance dans la satisfaction à l'égard de la vie représentée par les variables explicatives — augmente pour passer de 0,15 dans le modèle 3 à 0,26 dans le modèle 4, ce qui montre que l'état de santé autodéclaré représente à lui seul 11 % de la variance dans la satisfaction à l'égard de la vie.

14. Un modèle additionnel (dans lequel les caractéristiques démographiques et socioéconomiques à l'échelon de l'AD sont incluses) est estimé, mais les effets fixes des collectivités locales ne le sont pas. Le R carré de ce modèle est 0,0785, ce qui est légèrement supérieur à celui du modèle 2. Dans ce modèle additionnel, le coefficient du logarithme du revenu de la localité est de 0,083. Parmi les caractéristiques à l'échelon de l'AD qui sont incluses, la densité de la population et la proportion de nouveaux immigrants sont associées négativement et de façon significative avec la satisfaction à l'égard de la vie. Ces résultats laissent supposer qu'une partie du revenu de la localité estimé dans le modèle 2 est attribuable à la faible densité et au moins grand nombre de nouveaux immigrants dans les voisinages à revenu élevé.

Tableau 4

Modèles de régression servant à prédire la satisfaction à l'égard de la vie par rapport au revenu du voisinage immédiat et aux variables de contrôle, incluant les estimations de l'erreur-type robustes par grappes

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
		coefficients		
Logarithme du revenu du voisinage immédiat	0,48 ***	0,13 ***	0,11 ***	0,04
Âge	...	-0,07 ***	-0,07 ***	-0,05 ***
Âge au carré divisé par 100	...	0,07 ***	0,07 ***	0,06 ***
Femmes	...	0,09 ***	0,08 ***	0,08 ***
État matrimonial				
Vivant en union libre	...	-0,18 ***	-0,18 ***	-0,15 ***
Veuf	...	-0,56 ***	-0,56 ***	-0,51 ***
Divorcé ou séparé	...	-0,67 ***	-0,65 ***	-0,59 ***
Célibataire	...	-0,52 ***	-0,51 ***	-0,44 ***
Niveau de scolarité				
Études postsecondaires partielles	...	-0,06 ***	-0,06 ***	0,02
Diplôme d'études secondaires	...	-0,04	-0,04	0,05 *
Pas de diplôme d'études secondaires	...	-0,14 ***	-0,13 ***	0,06 **
Niveau non déclaré	...	0,02	0,04	0,04
Immigrants	...	-0,03	0,00	0,01
Nombre d'enfants dans la famille	...	0,03 **	0,04 **	0,01
Revenu du ménage				
Le plus faible : moins de 30 000 $	...	-0,50 ***	-0,52 ***	-0,38 ***
Faible-moyen : 30 000 $ à 59 999 $	...	-0,22 ***	-0,23 ***	-0,18 ***
Moyen : 60 000 $ à 99 999 $	...	-0,08 ***	-0,10 ***	-0,08 ***
Le plus élevé : plus de 150 000 $	...	0,15 ***	0,15 ***	0,09 ***
Non déclaré	...	-0,11 ***	-0,12 **	-0,08 **
Taille du ménage	...	-0,17 ***	-0,17 ***	-0,09 ***
Groupe de population				
Minorité visible	...	-0,06 *	-0,03	-0,01
Autochtone	...	-0,07	-0,04	0,07
Situation d'emploi				
Chômeur	...	-0,45 ***	-0,44 ***	-0,37 ***
Inactif	...	-0,12 ***	-0,12 ***	0,00
Propriétaire du logement	...	0,21 ***	0,21 ***	0,14 ***
Langue parlée à la maison				
Français	...	0,29 ***	0,17 ***	0,11 **
Bilingue	...	0,13 *	0,07	0,03
Autre : ni l'anglais ni le français	...	-0,15 ***	-0,15 ***	-0,14 ***

Voir les renseignements à la fin du tableau.

Tableau 4

Modèles de régression servant à prédire la satisfaction à l'égard de la vie par rapport au revenu du voisinage immédiat et aux variables de contrôle, incluant les estimations de l'erreur-type robustes par grappes (fin)

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
		coefficients		
Enquête sociale générale de 2008	...	-0,16 ***	-0,17 ***	-0,13 ***
Enquête sociale générale de 2009	...	0,22 ***	0,22 ***	0,14 ***
Enquête sociale générale de 2010	...	-0,49 ***	-0,49 ***	-0,41 ***
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2009	...	-0,04	-0,04	-0,09 ***
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2010	...	-0,03	-0,04	-0,09 ***
Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2011	...	-0,03	-0,04	-0,08 ***
Voisinage immédiat				
Pourcentage de personnes âgées	...	...	0,07	0,06
Pourcentage de personnes ayant déménagé	...	...	-0,06	-0,04
Pourcentage de logements anciens	...	...	-0,04	-0,04
Pourcentage d'immigrants récents	...	...	-0,21	-0,12
Pourcentage de minorités visibles	...	...	0,17	0,10
Logarithme de la densité de population	...	...	0,00	0,00
État de santé autodéclaré	...	...	...	0,60 ***
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Effets fixes de la collectivité locale	Non	Non	Oui	Oui
R carré du modèle	0,009	0,078	0,147	0,258

... n'ayant pas lieu de figurer
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
Note : L'échantillon comprend 142 768 répondants vivant dans 31 017 voisinages immédiats (aires de diffusion).
Sources : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 2008 à 2011, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2009 à 2011, et Recensement de la population de 2006.

Les résultats des modèles séquentiels correspondants comprenant le revenu de la collectivité locale et le revenu de la municipalité comme variables explicatives principales, ainsi que les modèles incluant le revenu de la localité pour les trois échelons géographiques, sont résumés dans le tableau 5. Des estimations de modèle détaillées figurent dans les tableaux 6 et 7, qui montrent que les coefficients des variables de contrôle au niveau de la personne sont assez similaires à ceux des modèles correspondants dans lesquels le revenu du voisinage immédiat est la variable explicative principale. Pour faciliter la comparaison, le tableau 5 présente uniquement le coefficient du revenu de la localité de ces modèles. Les coefficients de la première ligne sont tirés des modèles dans lesquels le revenu du voisinage immédiat est la variable explicative principale, comme dans le tableau 4. Les coefficients de la deuxième ligne sont tirés des modèles dans lesquels le revenu de la collectivité locale est la variable explicative principale, tandis que les coefficients de la troisième ligne sont tirés des modèles dans lesquels le revenu de la municipalité est la variable explicative principale. Les coefficients des quatrième, cinquième et sixième lignes sont tirés des modèles incluant simultanément les trois échelons de revenu de la localité.

Tableau 5

Comparaisons des coefficients de régression du revenu de la localité dans d'autres spécifications des modèles

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
	coefficients			
Revenu à l'échelon du voisinage immédiat seulement				
Logarithme du revenu du voisinage immédiat	0,48 ***	0,13 ***	0,11 ***	0,04
Revenu à l'échelon de la collectivité locale seulement				
Logarithme du revenu de la collectivité locale	0,47 ***	0,14 ***	0,20 ***	0,04
Revenu à l'échelon de la municipalité seulement				
Logarithme du revenu de la municipalité	0,05	-0,07	0,17 *	-0,04
Trois niveaux emboîtés				
Logarithme du revenu du voisinage immédiat	0,48 ***	0,11 ***	0,10 **	0,01
Logarithme du revenu de la collectivité locale	0,15 ***	0,09 **	0,10 **	0,03
Logarithme du revenu de la municipalité	-0,51 ***	-0,23 ***	0,00	-0,04
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Variables contextuelles au niveau de la personne	Non	Oui	Oui	Oui
Autres attributs de la région	Non	Non	Oui	Oui
Effets fixes des unités géographiques aux échelons plus élevés	Non	Non	Oui	Oui
État de santé autodéclaré	Non	Non	Non	Oui

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
Note : L'échantillon comprend 142 768 répondants vivant dans 31 017 voisinages immédiats, 5 002 collectivités locales et 430 municipalités.
Sources : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 2008 à 2011, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2009 à 2011, et Recensement de la population de 2006.

Le coefficient du revenu de la collectivité a une taille et une importance similaires à celui du revenu du voisinage dans les modèles correspondants (tableau 5). Ces résultats laissent supposer que le revenu du voisinage immédiat et le revenu de la collectivité locale sont associés de la même façon avec la satisfaction à l'égard de la vie. Cela rend probablement compte du fait qu'une collectivité locale (définie comme un « secteur de recensement ») est une région relativement compacte et homogène et que les voisinages immédiats à l'intérieur d'une collectivité locale sont similaires du point de vue de leur revenu moyen[15].

Les résultats des modèles dans lesquels le revenu de la municipalité est la variable explicative principale diffèrent de plusieurs façons des modèles fondés sur le revenu du voisinage ou de la collectivité (tableau 5). Il n'y a pas d'association globale significative entre la satisfaction à l'égard de la vie et le revenu de la municipalité (troisième ligne, modèle 1). Lorsque les caractéristiques démographiques et socioéconomiques au niveau de la personne sont contrôlées, le coefficient du revenu de la municipalité devient négatif, même s'il n'est pas statistiquement significatif (troisième ligne, modèle 2). Toutefois, lorsque les effets fixes des unités géographiques de niveau plus élevé sont pris en compte, le coefficient du revenu de la municipalité devient significativement positif (modèle 3). Lorsque l'état de santé autodéclaré est aussi contrôlé, le coefficient du revenu de la municipalité devient non significatif (modèle 4).

15. Dans les données courantes, le revenu du voisinage immédiat est fortement corrélé à celui de la collectivité locale (r de Pearson = 0,81).

Comme il a été démontré à la sous-section 3.3, l'effet du revenu de la localité estimé séparément à chaque échelon géographique peut rendre compte en partie de l'effet du revenu de la localité à un échelon géographique plus élevé ou plus faible. Pour évaluer les effets indépendants du revenu de la localité aux différents échelons géographiques, des modèles emboîtés qui incluent le revenu du voisinage immédiat, le revenu de la collectivité locale et le revenu de la municipalité simultanément sont estimés[16]. Les résultats sont présentés dans les quatrième, cinquième et sixième lignes du tableau 5. Ils montrent que le revenu de la localité aux différents échelons géographiques comporte des associations différentes avec la satisfaction à l'égard de la vie. Dans le modèle 1, sans autres contrôles, le revenu du voisinage immédiat a un coefficient positif beaucoup plus important que le revenu de la collectivité locale, tandis que le revenu de la municipalité a un coefficient négatif important. Une fois appliqués les contrôles des caractéristiques démographiques et socioéconomiques des personnes, le coefficient positif du revenu du voisinage diminue beaucoup plus que le coefficient positif du revenu de la collectivité, et les deux deviennent équivalents en taille (modèle 2). Le coefficient négatif important du revenu de la municipalité devient aussi plus faible.

Lorsque les effets fixes des régions géographiques de niveaux plus élevés (RMR/AR) sont ajoutés au modèle 2, les coefficients du revenu du voisinage et du revenu de la collectivité ne varient que légèrement, mais le coefficient négatif du revenu de la municipalité devient non significatif (modèle 3). Lorsque l'état de santé autodéclaré fait l'objet d'un autre contrôle, aucun des coefficients du revenu du voisinage, de la collectivité et de la municipalité n'est significatif (tableau 5, modèle 4).

Ces résultats laissent supposer que le contrôle des effets fixes des unités géographiques de niveau plus élevé détermine si l'effet net estimé du revenu de la localité à l'échelon de la municipalité est significativement négatif ou non significatif. À ce niveau, un revenu moyen élevé est probablement associé à des attributs qui ont tendance à réduire la satisfaction à l'égard de la vie, comme le coût élevé de la vie, la pollution de l'air et le temps de navettage plus long. Sans le contrôle de ces attributs non mesurés, un coefficient significativement négatif de revenu de la municipalité serait interprété à tort comme représentant l'effet des externalités de la consommation. À l'échelon du voisinage immédiat et de la collectivité locale, toutefois, les attributs non mesurés du voisinage ont peu d'influence sur l'effet du revenu de la localité sur la satisfaction à l'égard de la vie. Néanmoins, l'inclusion de l'état de santé autoévalué annule l'association par ailleurs positive entre le revenu de la localité et la satisfaction à l'égard de la vie. Cela rend compte du fait que l'état de santé autodéclaré est fortement corrélé au revenu du voisinage immédiat et de la collectivité locale, et non au revenu de la municipalité[17].

16. Dans ces modèles, le revenu moyen de la collectivité locale est calculé en excluant le voisinage immédiat du répondant, et le revenu moyen de la municipalité est calculé en excluant la collectivité locale du répondant (Barrington-Leigh et Helliwell 2008). Cette procédure vise à réduire la corrélation entre les revenus de la localité aux divers échelons géographiques. Les modèles emboîtés comportant trois niveaux de revenu de la localité ne sont pas affectés par la multicolinéarité. Dans tous les modèles, aucun coefficient n'affiche de valeur de facteur d'inflation de la variance (FIV) supérieure à 2,5. En règle générale, une valeur de FIV de 10 et plus indique une colinéarité considérable.
17. Dans un modèle similaire au modèle 3 du tableau 5, mais en utilisant l'état de santé autodéclaré comme résultat, le coefficient est de 0,16 pour le revenu du voisinage immédiat et de 0,11 pour le revenu de la collectivité locale, et les deux étant significatifs à $p<0,001$. Fait à noter, le coefficient du revenu de la municipalité n'est pas significatif.

Tableau 6

Modèles de régression servant à prédire la satisfaction à l'égard de la vie par rapport au revenu de la collectivité locale et aux variables de contrôle, incluant les estimations de l'erreur-type robustes par grappes

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
		coefficients		
Logarithme du revenu de la collectivité locale	0,47 ***	0,14 ***	0,20 ***	0,04
Âge	...	-0,07 ***	-0,07 ***	-0,05 ***
Âge au carré divisé par 100	...	0,07 ***	0,07 ***	0,06 ***
Femmes	...	0,09 ***	0,09 ***	0,08 ***
État matrimonial				
Vivant en union libre	...	-0,19 ***	-0,19 ***	-0,16 ***
Veuf	...	-0,56 ***	-0,55 ***	-0,50 ***
Divorcé ou séparé	...	-0,67 ***	-0,65 ***	-0,59 ***
Célibataire	...	-0,52 ***	-0,51 ***	-0,44 ***
Niveau de scolarité				
Études postsecondaires partielles	...	-0,06 ***	-0,06 ***	0,02
Diplôme d'études secondaires	...	-0,04	-0,04	0,05 **
Pas de diplôme d'études secondaires	...	-0,15 ***	-0,15 ***	0,05 *
Niveau non déclaré	...	0,02	0,01	0,01
Immigrants	...	-0,03	0,00	0,00
Nombre d'enfants dans la famille	...	0,03 **	0,03 ***	0,01
Revenu du ménage				
Le plus faible : moins de 30 000 $	...	-0,51 ***	-0,52 ***	-0,37 ***
Faible-moyen : 30 000 $ à 59 999 $	...	-0,22 ***	-0,23 ***	-0,17 ***
Moyen : 60 000 $ à 99 999 $	...	-0,09 ***	-0,09 ***	-0,06 ***
Le plus élevé : plus de 150 000 $	...	0,15 ***	0,16 ***	0,09 ***
Non déclaré	...	-0,11 ***	-0,11 ***	-0,07 **
Taille du ménage	...	-0,17 ***	-0,17 ***	-0,09 ***
Groupe de population				
Minorité visible	...	-0,06 *	-0,04	-0,01
Autochtone	...	-0,06	-0,07	0,06
Situation d'emploi				
Chômeur	...	-0,45 ***	-0,45 ***	-0,38 ***
Inactif	...	-0,12 ***	-0,13 ***	0,00
Propriétaire du logement	...	0,21 ***	0,21 ***	0,14 ***
Langue parlée à la maison				
Français	...	0,30 ***	0,18 ***	0,11 **
Bilingue	...	0,13 *	0,07	0,04
Autre : ni l'anglais ni le français	...	-0,15 ***	-0,15 ***	-0,14 ***

Voir les renseignements à la fin du tableau.

Tableau 6

Modèles de régression servant à prédire la satisfaction à l'égard de la vie par rapport au revenu de la collectivité locale et aux variables de contrôle, incluant les estimations de l'erreur-type robustes par grappes (fin)

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
			coefficients	
Collectivité locale				
Pourcentage de personnes âgées	...	...	-0,09	-0,09
Pourcentage de personnes qui ont déménagé	...	...	-0,04	0,00
Pourcentage de logements anciens	...	...	0,04	-0,01
Pourcentage d'immigrants récents	...	...	-0,39	-0,55 **
Pourcentage de minorités visibles	...	...	0,20	0,19
Logarithme de la densité de population	...	...	0,00	-0,01
État de santé autodéclaré	...	...	...	0,60 ***
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Effets fixes du type et de l'année d'enquête	Non	Oui	Oui	Oui
Effets fixes de la municipalité	Non	Non	Oui	Oui
R carré du modèle	0,006	0,078	0,085	0,204

... n'ayant pas lieu de figurer
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
Note : L'échantillon comprend 142 768 répondants vivant dans 5 002 collectivités locales (secteurs de recensement).
Sources : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 2008 à 2011, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2009 à 2011, et Recensement de la population de 2006.

Tableau 7

Modèles de régression servant à prédire la satisfaction à l'égard de la vie par rapport au revenu de la municipalité et aux variables de contrôle, incluant les estimations de l'erreur-type robustes par grappes

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
		coefficients		
Logarithme du revenu de la municipalité	0,05	-0,07	0,17 *	-0,04
Âge	...	-0,07 ***	-0,07 ***	-0,05 ***
Âge au carré divisé par 100	...	0,07 ***	0,07 ***	0,06 ***
Femmes	...	0,09 ***	0,09 ***	0,09 ***
État matrimonial				
Vivant en union libre	...	-0,19 ***	-0,19 ***	-0,16 ***
Veuf	...	-0,56 ***	-0,56 ***	-0,50 ***
Divorcé ou séparé	...	-0,67 ***	-0,66 ***	-0,59 ***
Célibataire	...	-0,52 ***	-0,51 ***	-0,45 ***
Niveau de scolarité				
Études postsecondaires partielles	...	-0,07 ***	-0,07 ***	0,02
Diplôme d'études secondaires	...	-0,05 *	-0,05 *	0,06 **
Pas de diplôme d'études secondaires	...	-0,16 ***	-0,16 ***	0,05 *
Niveau non déclaré	...	0,02	0,01	0,03
Immigrants	...	-0,02	-0,01	0,00
Nombre d'enfants dans la famille	...	0,03 **	0,03 **	0,00
Revenu du ménage				
Le plus faible : moins de 30 000 $	...	-0,53 ***	-0,54 ***	-0,37 ***
Faible-moyen : 30 000 $ à 59 999 $	...	-0,23 ***	-0,24 ***	-0,18 ***
Moyen : 60 000 $ à 99 999 $	...	-0,09 ***	-0,09 ***	-0,07 ***
Le plus élevé : plus de 150 000 $	...	0,16 ***	0,17 ***	0,09 ***
Non déclaré	...	-0,11 ***	-0,11 ***	-0,07 **
Taille du ménage	...	-0,17 ***	-0,17 ***	-0,09 **
Groupe de population				
Minorité visible	...	-0,06 *	-0,04	-0,01
Autochtone	...	-0,07	-0,07	0,06
Situation d'emploi				
Chômeur	...	-0,45 ***	-0,45 ***	-0,38 ***
Inactif	...	-0,12 ***	-0,12 ***	0,00
Propriétaire du logement	...	0,23 ***	0,22 ***	0,15 ***
Langue parlée à la maison				
Français	...	0,27 ***	0,18 ***	0,12 ***
Bilingue	...	0,11 **	0,06	0,03
Autre : ni l'anglais ni le français	...	-0,16 ***	-0,16 ***	-0,15 ***

Voir les renseignements à la fin du tableau.

Tableau 7

Modèles de régression servant à prédire la satisfaction à l'égard de la vie par rapport au revenu de la municipalité et aux variables de contrôle, incluant les estimations de l'erreur-type robustes par grappes (fin)

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
			coefficients	
Municipalité				
Pourcentage de personnes âgées	...	...	0,25	0,07
Pourcentage de personnes qui ont déménagé	...	...	-0,16	-0,02
Pourcentage de logements anciens	...	...	-0,03	-0,12
Pourcentage d'immigrants récents	...	...	0,48	0,42 **
Pourcentage de minorités visibles	...	...	-0,11	-0,16
Logarithme de la densité de population	...	...	-0,02 *	-0,02 *
État de santé autodéclaré	...	...	...	0,60 ***
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Effets fixes du type et de l'année d'enquête	Non	Oui	Oui	Oui
Effets fixes de la région métropolitaine	Non	Non	Oui	Oui
R carré du modèle	0,000	0,078	0,079	0,200

... n'ayant pas lieu de figurer
*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,001)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,01)
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)
Note : L'échantillon comprend 142 768 répondants vivant dans 430 municipalités (subdivisions de recensement).
Sources : Statistique Canada, Enquête sociale générale, 2008 à 2011, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2009 à 2011, et Recensement de la population de 2006.

5 Conclusion et discussion

À partir d'un vaste échantillon de répondants vivant dans des voisinages immédiats, des collectivités locales et des municipalités, la présente étude montre que l'association entre la satisfaction à l'égard de la vie et le revenu moyen des autres personnes vivant dans la même région géographique est sensible à l'échelle des régions géographiques, aux attributs à l'échelon de la région associés au revenu et à l'inclusion de l'état de santé autodéclaré comme variable de contrôle. Lorsque les effets fixes des unités géographiques de niveau plus élevé (comme approximation des attributs non mesurés à l'échelon de la région) et de l'état de santé autodéclaré ne sont pas contrôlés, le revenu du voisinage immédiat ainsi que celui de la collectivité locale sont associés positivement et de façon significative avec la satisfaction à l'égard de la vie, et ce, même lorsque l'on tient compte des différences géographiques dans les caractéristiques démographiques et socioéconomiques des personnes, alors que le revenu de la municipalité est associé négativement et de manière significative avec la satisfaction à l'égard de la vie. Lorsque les effets fixes géographiques sont contrôlés, l'association positive du revenu du voisinage immédiat et du revenu de la collectivité locale avec la satisfaction à l'égard de la vie subsiste, mais l'effet négatif du revenu de la municipalité quant à lui disparaît. Lorsque l'état de santé autodéclaré fait l'objet d'un autre contrôle, aucun des effets des revenus du voisinage immédiat, de la collectivité locale et de la municipalité n'est significatif. Comment ces résultats doivent-ils être interprétés?

Il fait peu de doute que les attributs observés et non mesurés à l'échelon de la région devraient être contrôlés au moment de l'estimation de l'association entre le revenu de la localité et la satisfaction à l'égard de la vie. Certains attributs, liés particulièrement à l'échelon régional, comme le coût de la vie, la densité et la diversité de la population, la pollution de l'air et la

congestion routière, ont peu à voir avec l'effet de la comparaison sociale ou les externalités de la consommation, mais ils peuvent être positivement associés avec le revenu de la localité, mais l'être de façon négative avec la satisfaction à l'égard de la vie. Le fait de ne pas contrôler ces attributs peut entraîner une association estimée entre le revenu de la localité et la satisfaction à l'égard de la vie très faussée, comme le montre clairement la variation importante du coefficient du revenu de la municipalité entre le modèle 2 et le modèle 3 dans le tableau 5. En fait, les résultats figurant dans le modèle 2 pour le revenu de la municipalité comme variable explicative principale sont similaires au résultat du modèle principal de Luttmer (2005), dans lequel on trouve une association négative entre le revenu de la localité et le bonheur. Il est possible que l'écart entre l'étude de Luttmer et celle-ci soit le résultat des effets fixes géographiques de la présente étude[18].

Il n'est pas simple d'interpréter l'effet confusionnel de l'état de santé autodéclaré, compte tenu de la nature endogène de cette variable. Si l'état de santé autodéclaré rend compte principalement de l'effet de médiation de la santé et des traits de personnalité, le contrôle de cette variable dans l'estimation de l'association entre la satisfaction à l'égard de la vie et le revenu de la localité contribuerait à éliminer les répercussions de la concentration géographique sélective des personnes. Toutefois, si l'état de santé autodéclaré fait aussi partie de la satisfaction à l'égard de la vie, son contrôle pourrait éliminer une partie de la satisfaction à l'égard de la vie qui est positivement associée avec le revenu de la localité. Dans une autre analyse réalisée à partir des données l'ESG de 2008, une mesure objective de la santé (le nombre de maladies physiques et mentales chroniques diagnostiquées par des professionnels de la santé) et une mesure directe des traits de personnalité (maîtrise) servent à remplacer l'état de santé autodéclaré[19]. Ces deux variables mises ensembles éliminent moins du tiers de l'association positive entre le revenu de la collectivité et la satisfaction à l'égard de la vie. En comparaison, l'état de santé autodéclaré à lui seul élimine l'ensemble de l'association positive entre le revenu de la collectivité et la satisfaction à l'égard de la vie. Lorsque les maladies chroniques et la maîtrise sont entrées ensembles avec l'état de santé autodéclaré, le coefficient de l'état de santé autodéclaré sur la satisfaction à l'égard de la vie connaît une réduction de 0,58 à 0,46 seulement[20]. Ces résultats semblent laisser entendre que l'état de santé autodéclaré représente davantage que la santé et les traits de personnalité et que son inclusion dans le modèle entraîne une surcorrection de l'association entre le revenu de la localité et la satisfaction à l'égard de la vie. Les deux études canadiennes précédentes qui ont fait ressortir un effet négatif du revenu de la collectivité sont fondées sur des modèles qui contrôlent l'état de santé autodéclaré, ainsi que sur une mesure de la confiance à l'égard des voisins (Barrington-

18. Luttmer a contrôlé la taille de la population de la région métropolitaine et la fraction de noirs dans les MGD. Il a aussi effectué un test additionnel pour contrôler le prix du logement dans les MGD. Ces contrôles, toutefois, ne rendent peut-être pas pleinement compte des autres attributs des MGD qui pourraient être associés négativement au bonheur. Le coefficient négatif du revenu de la municipalité dans le modèle 2 de la présente étude varie très peu lorsque l'on contrôle uniquement les autres attributs à l'échelle de la région; il devient positif et significatif uniquement lorsque les effets fixes des RMR/AR sont contrôlés.
19. Même si la direction causale entre l'état de santé autodéclaré et la satisfaction à l'égard de la vie est douteuse, il est raisonnable de présumer que les maladies physiques et mentales chroniques peuvent affecter l'évaluation des personnes concernant leur BES actuel. Veenhoven (2008) avance que le bonheur protège contre la maladie, mais qu'il ne guérit pas la maladie. Les maladies physiques et mentales chroniques comme l'asthme, l'arthrite, les problèmes de dos, l'hypertension artérielle, la migraine, la bronchite chronique, le diabète, les maladies cardiaques, le cancer, les ulcères de l'estomac ou de l'intestin, les effets d'un accident vasculaire cérébral, l'incontinence urinaire, les troubles intestinaux, la maladie d'Alzheimer et les autres formes de démence, les troubles de l'humeur (comme la dépression, le trouble bipolaire, la manie ou la dysthymie) et les troubles d'anxiété (comme les phobies, les troubles obsessionnels compulsifs ou les troubles paniques). L'échelle de la maîtrise sert à déterminer dans quelle mesure les personnes croient qu'elles exercent un contrôle sur leurs chances dans la vie.
20. Les résultats du modèle sont disponibles sur demande. L'ESG de 2008 comprend seulement 12 580 répondants vivant dans 9 538 voisinages immédiats, 4 119 collectivités locales et 378 municipalités. Compte tenu probablement de la petite taille de l'échantillon et des erreurs de couverture et des erreurs de mesure plus importantes qui en découlent, aucun des coefficients du revenu de la collectivité des modèles 1, 2, 3 et 4 n'est statistiquement significatif, même si la taille des coefficients est similaire à celle indiquée dans le tableau 5.

Leigh et Helliwell, 2008; Helliwell et Huang, 2010). Cette dernière mesure est un indicateur du capital social et rend probablement compte d'une partie des retombées positives du revenu de la collectivité. L'inclusion de ces variables de contrôle se traduirait par un effet net estimé du revenu de la localité encore plus négatif. Ainsi, la preuve d'externalités négatives de la consommation dans ces études n'est ressortie qu'une fois épuisées les retombées positives possibles.

Dans l'ensemble, les résultats de la présente étude laissent supposer que le revenu de la localité n'a pas d'effet négatif net sur la satisfaction à l'égard de la vie. Son effet net est plus susceptible d'être positif parce que le contrôle de l'état de santé autodéclaré peut entraîner une surcorrection de l'association entre le revenu de la localité et la satisfaction à l'égard de la vie. Les résultats ne devraient pas être considérés comme signifiant que les personnes ne font pas de comparaisons sociales avec leurs voisins. Toutefois, il est clair que, si des externalités négatives de la consommation du revenu des voisins existent, leur effet n'est certainement pas suffisamment important pour annuler les retombées liées aux voisinages à revenu élevé.

Bibliographie

Abel, A. 2005. « Optimal taxation when consumers have endogenous benchmark levels of consumption ». *The Review of Economic Studies* 72 (1) : 21 à 42.

Barrington-Leigh, C., et J. Helliwell. 2008. « Empathy and emulation: Life satisfaction and the urban geography of comparison groups ». NBER Working Paper Series, no. 14593. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Blanchflower, D.G. 2009. « International evidence on well-being ». In *National Time Accounting and Subjective Well-being*, publié sous la direction de A.B. Krueger, chapter 7, p. 155 à 226. Chicago : National Bureau of Economic Research and University of Chicago Press.

Blanchflower, D.G., et A.J. Oswald. 2008. « Is well-being U-shaped over the life cycle? » *Social Science & Medicine* 66 : 1733 à 1749.

Bonikowska, A., J. Helliwell, F. Hou et G. Schellenberg. 2013. *Évaluation des réponses aux questions sur la satisfaction à l'égard de la vie dans les enquêtes récentes de Statistique Canada*. Direction des études analytiques : documents de recherche, n° 351. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Borgonovi, F. 2008. « Doing well by doing good. The relationship between formal volunteering and self-reported health and happiness ». *Social Science & Medicine* 66 : 2321 à 2334.

Brereton, F., P. Clinch et S. Ferreira. 2008. « Happiness, geography and the environment ». *Ecological Economics* 65 : 386 à 396.

Clark, A. 2003. « Unemployment as a social norm: Psychological evidence from panel data ». *Journal of Labor Economics* 21 (2) : 323 à 351.

Clark, A., P. Frijters, et M.A. Shields. 2008. « Relative income, happiness, and utility: An explanation for the Easterlin Paradox and other puzzles ». *Journal of Economic Literature* 46 (1) : 95 à 144.

Devereux, P.J. 2007. « Small-sample bias in synthetic cohort models of labor supply ». *Journal of Applied Econometrics* 22 : 839 à 848.

Diener, E., et M. Chan. 2011. « Happy people live longer: Subjective well-being contributes to health and longevity ». *Applied Psychology: Health and Well-being* 3 (1) : 1 à 43.

Diener, E., R. Inglehart et L. Tay. 2013. « Theory and validity of life satisfaction scales ». *Social Indicator Research* 112 : 497 à 527.

Di Tella, R., R. MacCulloch, et A. Oswald. 2003. « The Macroeconomics of Happiness ». *The Review of Economics and Statistics* 85 (4) : 809 à 827.

Easterlin, R. 1995. « Will raising the incomes of all increase the happiness of all? » *Journal of Economic Behavior and Organization* 27 : 35 à 47.

Easterlin, R. 2003. « Explaining happiness ». *Proceedings of the National Academy of Sciences* 100 (19) : 11176 à 11183.

Ferrer-i-Carbonell, A., et P. Frijters. 2004. « How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness? » *The Economic Journal* 114 : 641 à 659.

Frey, B., et A. Stutzer. 2000. « Happiness, economy and institutions ». *Economic Journal* 110 : 918 à 938.

Frijters, P., et T. Beatton. 2012. « The mystery of the U-shaped relationship between happiness and age ». *Journal of Economic Behavior & Organization* 82 : 525 à 542.

Fowler, J.H., et N.A. Christakis. 2008. « Dynamic spread of happiness in a large social network: Longitudinal analysis over 20 years in the Framingham Heart Study ». *BMJ* 337 (768) : a2338. Disponible au lien suivant : http://www.bmj.com/content/337/bmj.a2338.pdf%2Bhtml (consulté le 23 juillet 2013).

Helliwell, J.F. 2003. « How's Life? Combining Individual and National Variables to Explain Subjective Well-Being ». *Economic Modelling* 20 (2) : 331 à 360.

Helliwell, J.F., et H. Huang. 2010. « How's the Job? Well-Being and Social Capital in the Workplace ». *Industrial and Labor Relations Review* 63 (2) : 205 à 227.

Hou, F., et J. Myles. 2005. « Neighbourhood inequality, neighbourhood affluence and population health ». *Social Science & Medicine* 60 : 1557 à 1569.

Kingdon, G.G., et J. Knight. 2007. « Community, comparisons and subjective well-being in a divided society ». *Journal of Economic Behavior & Organization* 64 (1) : 69 à 90.

Knight, J., L. Song et R. Gunatilaka. 2009. « Subjective well-being and its determinants in rural China ». *China Economic Review* 20 : 635 à 649.

Layard, R. 2006. « Happiness and public policy: a challenge to the profession ». *The Economic Journal* 116 : C24 à C33.

Luttmer, E. 2005. « Neighbors as negatives: relative earnings and well-being ». *The Quarterly Journal of Economics* 120 : 963 à 1002.

Macintyre, S., A. Ellaway, et S. Cummins. 2002. « Place effects on health: how can we conceptualise, operationalise, and measure them? » *Social Science & Medicine* 55 : 125 à 139.

Mood, C. 2010. « Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it ». *European Sociological Review* 26 (1) : 67 à 82.

Morrison, P. 2011. « Local expressions of subjective well-being: The New Zealand experience ». *Regional Studies* 45 (8) : 1039 à 1058.

Oshio, T., et M. Kobayashi. 2010. « Income inequality, perceived happiness, and self-rated health: Evidence from nationwide surveys in Japan ». *Social Science & Medicine* 70 : 1358 à 1366.

Raudenbush, S.W., A.S. Bryk, Y.F. Cheong, et R.T. Congdon. 2000. *HLM 5 Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*. Skokie, Illinois : Scientific Software International.

Schenker, N., et T. Raghunathan. 2007. « Combining Information from Multiple Surveys to Enhance Estimation of Measures of Health ». *Statistics in Medicine* 26 : 1802 à 1811.

Shields, M., S. Wheatley Price et M. Wooden. 2009. « Life satisfaction and the economic and social characteristics of neighbourhoods ». *Journal of Population Economics* 22 : 421 à 443.

Siahpush, M., M. Spittal et G.K. Singh. 2008. « Happiness and Life Satisfaction Prospectively Predict Self-Rated Health, Physical Health, and the Presence of Limiting, Long-Term Health Conditions ». *American Journal of Health Promotion* 23 (1) : 18 à 26.

Stafford, M., et M. Marmot. 2003. « Neighborhood deprivation and health: does it affect us all equally? » *International Journal of Epidemiology* 32 : 357 à 366.

Steenbergen, M., et B. Jones. 2002. « Modeling multilevel data structure ». *American Journal of Political Science* 46 : 218 à 237.

Subramanian, S.V., D. Kim et I. Kawachi. 2005. « Covariation in the socioeconomic determinants of self rated health and happiness: a multivariate multilevel analysis of individuals and communities in the USA ». *Journal of Epidemiology and Community Health* 59 : 664 à 669.

Van Praag, B.M.S., et B.E Baarsma. 2005. « Using Happiness Surveys to Value Intangibles: The Case of Airport Noise ». *Economic Journal* 115 : 224 à 246.

Veenhoven, R. 2000. « The four qualities of life ». *Journal of Happiness Studies* 1 : 1 à 39.

Veenhoven, R. 2008. « Healthy happiness: effects of happiness on physical health and the consequences for preventive health care ». *Journal of Happiness Studies* 9 : 449 à 469.

Welsch, H. 2006. « Environment and happiness: valuation of air pollution using life satisfaction data ». *Ecological Economics* 58 : 801 à 813.

Wilson, J. 1987. *The truly disadvantaged: The inner city, the underclass, and public policy*. Chicago : University of Chicago Press.